

Studienabschlussarbeiten

Sozialwissenschaftliche Fakultät

Krähmer, Daniel C.:

Wahlenthaltung in Deutschland – Theorie und Empirie

Bachelorarbeit, Sommersemester 2020

Sozialwissenschaftliche Fakultät

Ludwig-Maximilians-Universität München

<https://doi.org/10.5282/ubm/epub.70972>



Münchener Beiträge zur Politikwissenschaft

herausgegeben vom
Geschwister-Scholl-Institut
für Politikwissenschaft

2020

Daniel C. Krähmer

**Wahlenthaltung in Deutschland
– Theorie und Empirie.**

Bachelorarbeit bei
Prof. Dr. Paul Thurner und Dr.
Ingrid Mauerer
2018

1 Einleitung

Wahlen sind fundamentaler Bestandteil eines jeden demokratischen Systems. Sie übersetzen die Interessen der Bevölkerung in parlamentarische Mehrheiten und politische Ämter, rekrutieren und legitimieren Eliten, kanalisieren politische Konflikte und installieren sowohl eine handlungsfähige Regierung als auch eine kontrollfähige Opposition (Nohlen, 2009). Doch obwohl der Gang an die Wahlurne einen der wichtigsten Akte politischer Partizipation darstellt, verzichtet in der Bundesrepublik regelmäßig ein erheblicher Teil der Bevölkerung auf die Stimmabgabe. Im Jahr 2009 erreichte die allgemeine Wahlbeteiligung mit 70,9% einen historischen Tiefpunkt und auch bei den darauffolgenden Bundestagswahlen 2013 und 2017 lag sie nur geringfügig höher. Das wirft eine ganze Reihe von Fragen auf: Warum enthalten sich manche Bürger ihrer Stimme, während andere an Wahlen teilnehmen¹? Welche Umstände sind es, die Wahlberechtigte zur Enthaltung bewegen? In welcher Hinsicht unterscheiden sich Nichtwähler von Wählern?

Die Politikwissenschaft hat im Laufe der vergangenen Jahrzehnte zahlreiche Theorien hervorgebracht, die es sich zur Aufgabe gemacht haben, genau diese Fragen zu beantworten. Angefangen bei den soziologischen Ursprüngen der Wahlforschung über den sozialpsychologischen Ansatz der *Michigan-School* bis hin zur Rational-Choice-Theorie existieren unterschiedliche, konkurrierende Erklärungsversuche für Wahlenthaltung. Die vorliegende Arbeit geht der Frage nach, welcher dieser Ansätze am besten geeignet ist, um Wahlenthaltung am Beispiel der Bundestagswahl 2017 zu erklären. Hierfür werden zunächst die zentralen Argumente der drei genannten Theorie-Schulen umrissen und vor dem Hintergrund des aktuellen Forschungsstandes diskutiert. Schwerpunkt der Arbeit bildet die anschließende empirische Analyse der Bundestagswahl 2017, beruhend auf Umfragedaten der „German Longitudinal Election Study“ (GLES). Unter Berücksichtigung soziodemographischer Kontrollvariablen wird dabei die individuelle Wahrscheinlichkeit der Wahlenthaltung in unterschiedlichen Spezifikationen einer binären logistischen Regression mit Hilfe des *Maximum-Likelihood*-Verfahrens geschätzt. Die Ergebnisse der Analyse zeigen, dass sich die drei Theorien in Hinblick auf ihre Erklärungskraft deutlich voneinander unterscheiden. Zwar finden sich Indizien für ein rationales Verhalten der Wahlberechtigten, eine größere Rolle für die

¹ Hinweis: Aus Gründen der besseren Lesbarkeit wird in der vorliegenden Arbeit auf die gleichzeitige Verwendung männlicher und weiblicher Sprachformen verzichtet. Sämtliche Personenbezeichnungen (z.B. Bürger, Wahlberechtigter, Wähler etc.) gelten gleichermaßen für beiderlei Geschlecht.

Wahrscheinlichkeit der Wahlenthaltung spielen allerdings sozialpsychologische Faktoren wie die Parteiidentifikation oder das Wahlpflichtgefühl. Besonders schlecht schneiden die Prädiktoren der soziologischen Theorie ab, deren Beitrag zur Erklärung von Wahlenthaltung minimal zu sein scheint. Allerdings sollte dieses Ergebnis nicht als Aufforderung verstanden werden, die soziologische Theorie vorschnell zu verwerfen. Stattdessen spricht vieles dafür, die Operationalisierung soziologischer Konzepte neu zu überdenken und der gesellschaftlichen Realität des 21. Jahrhunderts anzupassen.

2 Theorien zur Erklärung von Wahlenthaltung

Ihrer politischen Bedeutung entsprechend, sind Wahlen insbesondere seit den 1950er Jahren zu einem beliebten Untersuchungsgegenstand in den Sozialwissenschaften geworden. In Folge dessen existieren zahlreiche wissenschaftliche Beiträge, die sich mit Ursachen und Determinanten der Wahlenthaltung sowohl im Kontext der Bundesrepublik (z.B. Schoof, 1981; Eilfort, 1994; Rattinger & Krämer, 1995; Schoen & Falter, 2003; Schäfer, Schwander & Manow, 2016) als auch auf internationaler Ebene (z.B. Brody & Page, 1973; Perea, 2002; Adams, Dow & Merrill, 2006; Geys, 2006; Larcinese, 2007) beschäftigen. Vor dem Hintergrund dieser reichen Literatur konzentriert sich die Arbeit auf drei klassische Theorien zur Analyse von Wahlverhalten: die soziologische, die sozialpsychologische und die rationalistische Erklärung. Im folgenden Kapitel werden die Kernargumente dieser Ansätze kurz skizziert und in Hinblick auf ihre Erklärungskraft für das Phänomen der Wahlenthaltung kritisch hinterfragt.

2.1 Soziologische Erklärungen

Streng genommen gibt es nicht die soziologische Erklärung von Wahlverhalten, da sowohl mikro- als auch makro-soziologische Ansätze Anspruch auf Gültigkeit erheben. Trotz aller Unterschiede teilen die beiden Strömungen einen Kerngedanken, der sie von anderen Theorien unterscheidet: Sie sehen im Wähler in allererster Linie ein soziales Wesen.

Der mikro-soziologische Ansatz der *Columbia School* um den Soziologen Paul F. Lazarsfeld bildet gewissermaßen den historischen Ursprung der Wahlforschung. In einer wegweisenden Panel-Studie während des US-Präsidentenwahlkampfes 1940 kam er unter Rückgriff auf Simmels „Theorie der sozialen Kreise“ (1890) zu dem Schluss, dass

das politische Verhalten einer Person vor allem durch ihr soziales Umfeld geprägt wird: „A person thinks politically as he is socially. Social characteristics determine political preference“ (Lazarsfeld, Berelson & Gaudet, 1948, S. 27). Um das Wahlverhalten einer Person erklären zu können, müsse daher ihren sozialen Kontakten besondere Aufmerksamkeit geschenkt werden. Diese wiederum wären in hohem Maße von soziostrukturellen Faktoren wie Beruf, Wohnort oder Konfession abhängig (Lazarsfeld et al., 1948, S. 138; Berelson, Lazarsfeld & McPhee, 1954, S. 298f). Das Argument folgt einer simplen, probabilistischen Logik: Gleich und Gleich gesellt sich nicht nur gern, sondern gewissermaßen von selbst, da eine ähnliche Sozialstruktur zwangsläufig natürliche Berührungspunkte in privatem und beruflichem Umfeld mit sich bringt. Auf diese Weise entstünden Gruppen, deren Mitglieder in Folge ihrer sozioökonomischen Gleichheit auch in politischer Hinsicht ähnliche Bedürfnisse und Verhaltensweisen entwickeln würden (Lazarsfeld et al., 1948, S. 148). Zusätzlich verstärkt würde diese innere politische Homogenität durch Assimilationsdynamiken. Demnach hätten Personen einen Anreiz, sich in ihrem Verhalten und ihren (Wahl-)Entscheidungen der Gruppennorm anzupassen, um soziale Sanktionen zu vermeiden (vgl. Roth, 2008, S. 30). In der Summe würde Wählen daher als „group experience“ wahrgenommen werden (Lazarsfeld et al., 1948).

Die makro-soziologische Schule übernahm diesen Befund und warf daran anknüpfend weitere Fragen auf: „What were the core characteristics of the groups of voters mobilized by each party? Which conditions helped and which conditions hindered the mobilization efforts of each party within the different groups of the mass citizenry?“ (Lipset & Rokkan, 1967, S. 2). Antworten auf diese Fragen fanden Lipset und Rokkan schließlich in vier fundamentalen und dauerhaft stabilen *Cleavages*: Zentrum vs. Peripherie, Staat vs. Kirche, Stadt vs. Land, Kapital vs. Arbeit. Entlang dieser Konfliktlinien würden sich dauerhafte Spannungsfelder bilden, die sich eigneten, um von Parteien gezielt angesprochen und mobilisiert zu werden. Auf diese Weise würden sich Parteien als Interessenvertreter einer bestimmten Zielgruppe profilieren (z.B. arbeiterfreundliche Parteien, konservativ-christliche Parteien etc.) und Wählergruppen dauerhaft an sich binden (*alignment*). Die *Cleavage*-Theorie kann damit als Erweiterung des mikro-soziologischen Ansatzes verstanden werden. Sie macht nicht nur plausibel, dass das politische Verhalten sozialer Gruppen in sich homogen ist, sondern erklärt auch, welcher politisch-ideologischen Grundausrichtung diese Gruppen jeweils folgen. Was aber führt nun aus soziologischer Sicht zur Wahlenthaltung?

Das soziologische Theoriegerüst bietet zwei mögliche Erklärungen für Enthaltung. Zum einen sind Wahlberechtigte gleichzeitig in viele verschiedene familiäre, kirchliche, berufliche und sonstige Kontexte eingebunden. Diese vielfältigen Gruppenzugehörigkeiten werden problematisch, sobald sie von der Person konträre Verhaltensweisen erwarten. Als Paradebeispiel solcher sozialer *cross-pressures* gilt der praktizierende Katholik mit Gewerkschaftsbindung, welcher im Konflikt zwischen religiöskonservativen und ökonomisch-progressiven Verhaltenserwartungen steht (vgl. Cabello, 2014, S. 31). Gefangen in dieser Zwickmühle, würde die Wahlenthaltung als „line of least resistance“ (Lazarsfeld et al., 1948, S. 64) einen gangbaren Ausweg darstellen, da sie keine der beiden Verhaltenserwartungen explizit enttäuscht. Zwar konnten empirische Arbeiten zeigen, dass *cross-pressures* den Zeitpunkt der Wahlentscheidung verzögern (He, 2016), ihr Einfluss auf Wahlenthaltung ist aber durchaus umstritten. Während manche Studien tatsächlich einen positiven Effekt von *cross-pressures* auf die individuelle Enthaltungswahrscheinlichkeit postulieren (Campbell, Converse, Miller & Stokes, 1960, S. 83 ; Mutz, 2002), können andere keinen Zusammenhang ausmachen (Horan, 1971; Huckfeldt, Mendez & Osborn, 2004) oder kommen sogar zu dem Schluss, ein ambivalentes politisches Umfeld würde politische Beteiligung im Allgemeinen stimulieren (McLeod et al., 1999; Scheuffele, Nisbet, Brossard & Nisbet, 2004; Nir, 2005). Die zweite soziologische, empirisch tragfähigere Erklärung für Wahlenthaltung basiert auf der Randständigkeitshypothese. Diese besagt, dass es sich bei Nichtwählern überproportional häufig um sozial isolierte Segmente der Bevölkerung handelt (Key, 1952, S. 580). Mit zunehmender Integration steige schließlich das Risiko, für die Verletzung der gesellschaftlich vorherrschenden Wahlnorm sozial sanktioniert zu werden², weshalb ein stärkerer Anreiz zur Teilnahme bestünde. Die Vermutung, dass schwach ausgeprägte soziale Integration die Wahlenthaltung begünstige, ließ sich für die Bundesrepublik in der Vergangenheit bestätigen (vgl. Eilfort, 1994).

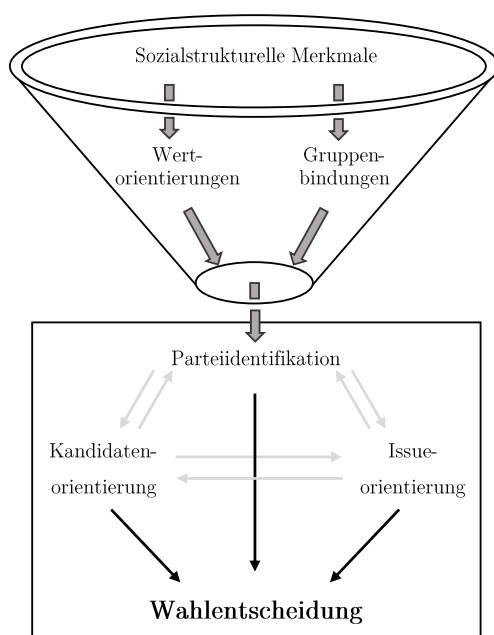
2.2 Sozialpsychologischer Ansatz

Der sozialpsychologische Ansatz der Wahlforschung (oft auch als Michigan-Schule bezeichnet) entstand in den späten 1950er Jahren als Reaktion auf die mikro-soziologische

² Dieses Argument impliziert die Annahme, dass in allen gesellschaftlichen Gruppen eine mehr oder weniger starke „Wahlnorm“ vorherrscht, da die Gruppenzugehörigkeit anderfalls einen gegenteiligen Effekt haben sollte. Abgesehen von den Zeugen Jehovas, deren Mitgliedern die Teilnahme an Wahlen ausdrücklich untersagt ist (vgl. Eilfort, 1994, S. 58), scheint diese Annahme aber empirisch unproblematisch zu sein. Letztere können aufgrund ihrer geringen Verbreitung vernachlässigt werden.

Theorie. Lazarsfeld's These „that voting may be largely understood as an expression of the individual's conformance to his basic sociological environment“ (Campbell, Gurin & Miller, 1953, S. 361) wurde als sozialdeterministisch kritisiert, da sie die Bedeutung individueller Einstellungen völlig ausblenden würde. Weit mehr Beachtung fanden diese Faktoren schließlich im sozialpsychologischen Entwurf, dem sogenannten Ann-Arbor-Modell (s. Abbildung 1), das im Laufe der Zeit mehrfach modifiziert und weiterentwickelt wurde.

Abbildung 1: Der sozialpsychologische Kausalitätstrichter



Quelle: Eigene Darstellung, in Anlehnung an Roth (2008) und Kellermann (2008)

Das Modell stellt drei Determinanten der Wahlentscheidung in den Mittelpunkt: Parteiidentifikation, Kandidaten- und *Issue*-Orientierung. Während es sich bei letzteren um kurzfristig erworbene, von Wahl zu Wahl variable Einstellungen gegenüber spezifischen Kandidaten und Sachfragen handelt, stellt die Parteiidentifikation das langfristige Produkt individueller Sozialisationserfahrungen dar (Cabarello, 2014, S. 454f). Letztlich ausschlaggebend für das Wahlverhalten einer Person sei das Zusammenspiel dieser kurz- und langfristigen Faktoren. Damit wird bereits in den Grundzügen ein fundamentaler Unterschied zur soziologischen Erklärung sichtbar. Während im soziologischen Ansatz soziostrukturelle Einflussfaktoren von zentraler Bedeutung waren, werden sie im Ann-Arbor-Modell aus dem Kern der Erklärung verbannt und dienen lediglich als vorgeschaltete Filter der Parteiidentifikation.

Auch der sozialpsychologische Ansatz hält mögliche Erklärungen für das Phänomen der Wahlenthaltung bereit. Falls Parteiidentifikation, Kandidaten- und *Issue*-Orientierung bei einem Wahlberechtigten allesamt nur sehr schwach ausgeprägt seien, fehle ihm schlichtweg die Motivation für den Gang an die Urne³ (vgl. Falter & Schumann, 1994, S. 195f). Des Weiteren spricht auch dieses Modell potentielle Komplikationen durch *cross-pressures* an. Im Gegensatz zu den Annahmen der *Columbia-School* entstünden diese aber nicht im sozialen Raum, sondern im Bewusstsein des Wählers, weshalb auch von psychologischen *cross-pressures* gesprochen wird. Sympathisiert ein Wähler beispielsweise mit dem Kandidaten der Grünen, steht gleichzeitig aber in *Issue*-Fragen der CDU näher und ist traditionell Stammwähler der SPD, so führt die Stimmabgabe zu einem inneren Dilemma. Eine mögliche Konsequenz liegt demnach in der Wahlenthaltung:

[W]hen the three motivating factors were not congruent people were less clear in their choice of candidate, they were not so likely to vote, and those who did vote showed the conflict in their motivations by a greater incidence of vacillation, postponement, and divided votes. (Campbell, Gurin & Miller, 1954, S. 183)

Innerhalb der sozialpsychologischen Trias hat sich die Parteiidentifikation als zuverlässigster Prädiktor der individuellen Wahlbeteiligung herauskristallisiert (Falter & Schumann, 1994; Plutzer, 2002; Adams & Merrill, 2003).

Als Ergänzung zum klassischen Modell der Michigan-Schule wurden im Laufe der Zeit auch Elemente der Partizipationsforschung in den sozialpsychologischen Ansatz integriert. Diese als *civic orientations* bezeichneten Einstellungsdimensionen erfassen, inwieweit sich ein Wahlberechtigter mit dem politischen System psychologisch verbunden fühlt (vgl. van Deth, 2009). Als Faustregel gilt: Je enger die Bindung eines Wahlberechtigten an das politische System, desto stärker sein Anreiz sich in Form von Wahlen am Erhalt desselben zu beteiligen. In empirischen Analysen stellen sich *civic orientations* regelmäßig als zuverlässigste Prädiktoren der Wahlenthaltung heraus (für einen Überblick vgl. Cabarello, 2014). Besonders die Verinnerlichung der Wahlnorm (Rattinger & Krämer, 1995) und der Grad politischer Involvierung (Falter & Schumann, 1994, S. 199-203) erwiesen sich im Kontext der Bundesrepublik als relevante Einflussgrößen.

³ Diese Erklärung überschneidet sich mit dem Indifferenz-Argument der Rational-Choice-Theorie, auf das im nächsten Abschnitt näher eingegangen wird.

2.3 Rational-Choice-Theorie

Mehr als jeder andere Ansatz pflegt die Rational-Choice-Theorie ein gespaltenes Verhältnis zur Frage der Wahlbeteiligung. So gilt die Teilnahme an Wahlen einerseits Kritikern als „paradox that ate rational choice theory“ (Fiorina, 1990, S. 334), andererseits hat gerade die Rational-Choice-Schule während der letzten Jahrzehnte einen nicht enden wollenden Strom wissenschaftlicher Publikationen im Bereich der Wahlforschung hervorgebracht. Um diese Ambivalenz verstehen zu können, empfiehlt sich ein Blick auf die Kerngedanken der Theorie. Sie geht auf Anthony Downs (1957) zurück, dessen Arbeiten noch heute als Klassiker der Politikwissenschaft gelten. Darin bricht Downs radikal mit vorangegangenen Ansätzen der Wahlforschung und schlägt einen ebenso neuen wie vielversprechenden Weg ein. Er versteht Wähler und Parteien als Elemente eines politischen Marktes, auf dem im Rahmen demokratischer Spielregeln (vgl. Downs, 1957, S. 23f) Wählerstimmen und politische Programme gehandelt werden. Dabei folgen alle Akteure einer übergeordneten Handlungsmaxime, der Rationalität. Damit diese erfüllt ist, müssen fünf Annahmen gelten (Downs, 1957, S. 6):

1. Akteure können sich in jeder Situation für eine Handlungsoption entscheiden.
2. Unterschiedliche Handlungsoptionen können immer in eine Präferenzreihenfolge gebracht werden, d.h. für das Verhältnis zweier Handlungsoptionen A und B existieren genau drei mögliche Zustände: A ist besser, schlechter oder genauso gut wie B .
3. Die Präferenzreihenfolge der Akteure ist transitiv, d.h. falls A gegenüber B und B gegenüber C präferiert wird, muss auch A gegenüber C bevorzugt werden.
4. Von allen Handlungsoptionen wählt der Akteur stets diejenige aus, die er präferiert d.h. deren Nutzen für ihn maximal ist.
5. Die Präferenzen eines Akteurs sind stabil, d.h. vor zwei identische Situationen gestellt, wird er sich identisch entscheiden⁴.

Downs' Rationalitätsbegriff ist damit strikt instrumentell konzipiert und hat nichts mit der normativen, alltagssprachlichen Verwendung des Begriffs im Sinne von „vernünftigem“ Handeln gemeinsam. Der rationale Mensch sei ganz einfach zu charakteri-

⁴ Ein beliebter Vorwurf an die Rational-Choice-Theorie entspringt einem Missverständnis dieser Prämisse. Die Annahme, so die verfehlte Kritik, würde fälschlicherweise davon ausgehen, dass die Präferenzen von Akteuren im Zeitverlauf unveränderlich wären. Die Rational-Choice-Theorie sieht Präferenzverschiebungen aber weder vor, noch schließt sie sie aus – sie interessiert sich schlichtweg nicht dafür. Stattdessen kommt es auf das Verhalten der Akteure zur Erreichung ihrer Ziele an: „Rational choice is concerned with finding the best means to given ends.“ (Elster, 1989, S. 24)

sieren: „We assume that he approaches every situation with one eye on the gains to be had, the other eye on costs, a delicate ability to balance them, and a strong desire to follow wherever rationality leads him“ (Downs, 1957, S. 7f). Der Wahlakt müsse deshalb wie jede andere Entscheidung auch durch eine Kosten-Nutzen-Brille betrachtet werden.

Die Kosten der Wahlteilnahme (C) können drei unterschiedliche Formen annehmen (vgl. Cabarello, 2014, S. 446). Um eine rationale Entscheidung treffen zu können, muss der Wähler zunächst einmal Informationen über die verfügbaren Parteien und deren Programme einholen. Das kostet neben Energie vor allem Zeit, welche naturgemäß ein knappes Gut darstellt. Sind die Informationskosten erst überwunden und ist eine Entscheidung getroffen, muss der Wähler diese schließlich noch an der Urne zu Papier bringen. Das erfordert auch bei schlechtem Wetter das Haus zu verlassen, das mehr oder weniger weit entfernte Wahllokal aufzusuchen, dort anzustehen usw. – kurz: auch der Wahlgang selbst geht mit Kosten einher. Diese sogenannten Opportunitätskosten können vielfältige Formen annehmen, selbst der Abrieb der Schuhsohle beim Spaziergang zum Wahllokal kann augenzwinkernd Eingang in die Kosten-Nutzen-Kalkulation des Wählers finden (vgl. Goodin & Roberts, 1975). Drittens können für den Bürger spezifische Kosten der Wahlteilnahme entstehen, deren Ausmaß stark von rechtlichen Bestimmungen des jeweiligen politischen Systems abhängig ist. Als klassisches Beispiel hierfür gelten bürokratisch aufwendige Verfahren zur Eintragung in Wahlregister, wie sie zum Beispiel in vielen Staaten der USA erforderlich sind.

Die Wahlteilnahme bringt aber nicht ausschließlich Kosten mit sich. Indem der Wähler seine Stimme abgibt, nimmt er Einfluss darauf, welche Partei in Zukunft das staatliche Handeln bestimmt. Unter der Prämisse der Rationalität sollte er diese Chance nutzen, um derjenigen Partei seine Stimme zu geben, von deren Regierungsbeteiligung er sich persönlich den größten Nutzen verspricht. Welche Partei das ist, ermittelt der Wähler, indem er Erwartungswerte E seines hypothetischen Nutzens U für die potentiellen Regierungsparteien A und B in der kommenden Legislaturperiode $t + 1$ bildet⁵. Vergleicht er diese Erwartungsnutzen, spricht man vom erwarteten Parteidifferential U_{Δ} , welches sich bei Downs (1957) formal definiert als:

$$U_{\Delta} = E(U_{t+1}^A) - E(U_{t+1}^B)$$

⁵ Downs argumentiert zunächst ausgehend vom Zweiparteiensystem der USA, wendet sein Modell später aber auch auf Mehrparteiensysteme an.

Je geringer die Differenz ausfällt, desto kleiner sind die wahrgenommenen Unterschiede zwischen den Parteien. Beträgt das Parteiendifferential Null, ist der Wähler indifferent, d.h. es spielt für seinen Nutzen keine Rolle, welche Partei in Zukunft die Regierung führt. Ist dies der Fall, sollte er im Rahmen einer instrumentellen Logik keinen rationalen Grund sehen, sich an der Wahl zu beteiligen. Das bedeutet allerdings nicht im Umkehrschluss, dass ein positives Parteiendifferential die Wahlteilnahme garantieren würde. In Demokratien mit mehreren Millionen Wahlberechtigten ist die Stimme des Einzelnen „only one drop in a vast sea“ (Downs, 1957, S. 244) und entscheidet fast nie, welche Partei an die Macht kommt. Um den Nutzen der Wahlteilnahme adäquat abzubilden, muss das Parteiendifferential deshalb mit einem Discount-Faktor (p) gewichtet werden, welcher die Wahrscheinlichkeit beschreibt, tatsächlich die entscheidende Stimme abzugeben. Auf dieser Grundlage lässt sich für den rationalen Wähler i folgende Entscheidungsregel aufstellen (vgl. Riker & Ordeshook, 1968, S. 25):

$$\text{Wahlteilnahme}_i \begin{cases} \text{Ja,} & \text{falls } U_{\Delta i} \cdot p > C \\ \text{Nein,} & \text{falls } U_{\Delta i} \cdot p < C \end{cases}$$

An dieser unscheinbaren Formel hat sich eine der größten Kontroversen der Politikwissenschaft entzündet, das sogenannte *Paradox des Nichtwählens*. Wie schon Downs erkannt hat, geht die Wahrscheinlichkeit p in großen Demokratien gegen 0. Damit der Nutzenterm nicht implodiert, müsste das Parteiendifferential $U_{\Delta i}$ einen entsprechend großen Wert annehmen. In einem einfachen Rechenbeispiel mit 5 Millionen Wahlberechtigten bedeutet das, dass der erwartete Nutzen von Partei A im Vergleich zu Partei B milliardenfach höher sein müsste, um die geringe Wahrscheinlichkeit p aufzuwiegen (Feddersen, 2004, S. 101). Dass diese Annahme zumindest für die breite Masse der Wähler empirisch nicht haltbar ist, sollte augenscheinlich sein. Es lässt sich daher folgern, dass $U_{\Delta i} \cdot p \approx 0$. Rückt man nicht von der Annahme ab, dass die Teilnahme an Wahlen Kosten verursacht ($C > 0$), führt Downs' klassisches Model zwangsläufig zu einem unbequemen Schluss: Der Akt des Wählens verursacht mehr Kosten als Nutzen und ist deshalb irrational.

Dieses Ergebnis hat Rational-Choice-Theoretikern einiges Kopfzerbrechen bereitet, da es in offensichtlichem Widerspruch zu empirisch beobachtbaren Wahlbeteiligungsraten steht. Eine Möglichkeit diese Inkongruenz aufzulösen, findet sich bei Riker und Ordeshook (1968). Sie führen einen expressiven Nutzenterm (D) ein, in dessen Genuss der Wähler unabhängig vom Ausgang der Wahl kommt. So könne der Akt der Stimm-

abgabe beispielsweise als Treuebekenntnis zum politischen System oder als Befolgung einer sozialen Wahlnorm verstanden werden, welche den Wähler mit innerer Befriedigung belohnt (Riker & Ordeshook, 1968, S. 28). Die Kosten-Nutzen-Kalkulation ließe sich demnach neu formulieren:

$$U_{\Delta_i} \cdot p + D > C$$

Da die Nutzenkomponente nun nicht länger vollständig von p abhängt, kann die neue Ungleichung durchaus erfüllt werden, d.h. Bürger hätten einen rationalen Grund sich an Wahlen zu beteiligen⁶.

Auf besonders fruchtbaren Boden ist der Rational-Choice-Ansatz der Wahlforschung in der vergleichenden Politikwissenschaft gefallen. Die Theorie hat sich als effektives Instrument erwiesen, um Variation in der Wahlbeteiligung über Länder hinweg durch institutionelle Unterschiede zu erklären. So erhöht eine gesetzlich verankerte Wahlpflicht die Kosten der Enthaltung (z.B. in Form von Bußgeldern), weshalb entsprechende Länder wenig überraschend signifikant höhere Beteiligungsraten verzeichnen (Powell, 1986, S. 24, Jackman, 1987; Franklin, 1999; Siaroff & Merer, 2002; Fornos, Power & Garand, 2004). Gleichzeitig schmälern eine Registrierungspflicht (Wolfinger & Rosenstone, 1980, S. 61-88, Powell, 1986; Pérez-Liñán, 2001) oder der Bedeutungsverlust der eigenen Stimme durch die disproportionale Repräsentationslogik von Mehrheitswahlsystemen (Lijphart, 1994; Blais & Dobrzynska, 1998) den Nutzen der Stimmabgabe und senken die Wahlbeteiligung im Aggregat.

Auch abseits der vergleichenden Perspektive hat die rationalistische Theorie vielversprechende Anwendung gefunden. Im Rahmen der individuellen Kosten-Nutzen-Kalkulation haben sich Entfremdung (*alienation*) und Indifferenz (*indifference*) als relevante Motive der Wahlenthaltung herausgestellt (vgl. Adams et al., 2006). Das Indifferenzargument zielt darauf ab, dass es für einen Wähler möglicherweise schlichtweg keine Rolle spielt, welche der verfügbaren Parteien an die Macht kommt (d.h. $U_{\Delta_i}=0$) und er sich deshalb seiner Stimme enthält. Wie bereits erwähnt, findet es sich schon bei Downs (1957) wieder. Enthält sich ein Wähler hingegen aus Gründen der

⁶ Auch wenn die D -Komponente scheinbar einen bequemen Ausweg aus dem Paradox des Nichtwählens bietet, sahen sich Riker und Ordeshook für ihren Vorschlag harscher Kritik ausgesetzt: „Riker says that people vote because they derive satisfaction from voting for reasons entirely divorced from the hope that it will bring about desired results. This may well be true but it does not leave any scope for an economic model to come between the premises and the phenomenon to be explained. Instead, the question shifts back to: 'Why do some people have this kind of motivation more strongly than others?'" (Barry, 1970, S. 16). Für eine tiefere theoretische Diskussion des Rational-Choice-Ansatzes vgl. Aldrich (1993) oder Blais (2000).

Entfremdung, so erscheint ihm selbst seine präferierte Partei nicht gut genug, um den Gang an die Urne überhaupt auf sich zu nehmen. Ein solches Verhalten ist durch die Brille einer strikt instrumentellen Logik nicht unmittelbar einsichtig, schließlich sollten rationale Akteure eine schlechte Alternative einer sehr schlechten stets vorziehen. Wie [Thurner und Eymann \(2000, S. 53\)](#) argumentieren, löst sich dieser scheinbare Widerspruch aber auf, wenn Entfremdung als Minimierung der expressiven Nutzenkomponente verstanden wird. Mit anderen Worten: Bietet das politische System dem Wähler ein so mangelhaftes politisches Angebot, dass er sich gezwungen sieht, eine ungeliebte Partei zu wählen, kann man davon ausgehen, dass er kaum expressiven Nutzen aus der Bewahrung eben jenes Systems zieht.

Indifferenz- und Entfremdungseffekte haben sich insbesondere im US-amerikanischen Kontext bestätigt: „[B]oth alienation and indifference appeared to contribute substantially to depressing turnout in the 1980–84–88 presidential elections“ ([Adams et al., 2006, S. 82](#); vgl. auch [Brody & Page, 1973](#), bzw. für Senatswahlen [Plane & Gershtenson, 2004](#)). Weniger deutlich ausgeprägt scheint der Zusammenhang hingegen in der Bundesrepublik zu sein. Bei [Thurner und Eymann \(2000\)](#) finden sich keine signifikanten Entfremdungseffekte, dafür zieht dort aber Indifferenz zwischen den Parteien in der Migrationsfrage eine Erhöhung der Enthaltungswahrscheinlichkeit nach sich. [Aarts und Weßels \(2005\)](#) sowie [Behnke \(2000\)](#) beobachten zwar Effekte von Entfremdung und Indifferenz, die Zusammenhänge büßen aber unter Kontrolle sozialpsychologischer Variablen an Signifikanz ein. Die Tatsache, dass [Steinbrecher \(2014\)](#) in seiner Untersuchung der Bundestagswahlen 2002 und 2005 zu dem Schluss kommt, dass „indifference and alienation matter for the explanation of turnout even when powerful predictors of turnout are part of the analysis“ (S. 282), zeigt die Uneinigkeit der diesbezüglichen Forschung. Vor diesem Hintergrund stellt die vorliegende Analyse eine willkommene Gelegenheit dar, die Bedeutung von Indifferenz und Entfremdung für die individuelle Wahlenthaltung im Lichte aktueller Daten neu zu diskutieren.

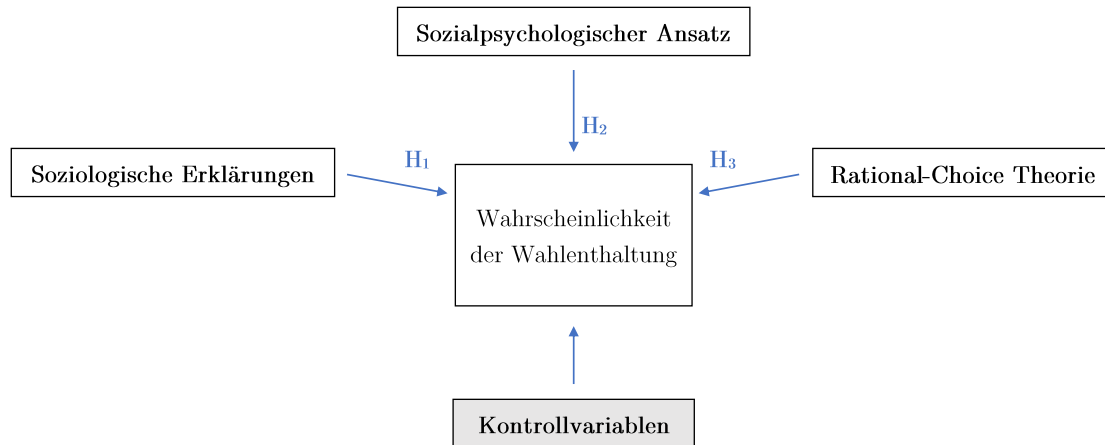
2.4 Soziodemographische Größen der Nichtwählerforschung

In Ergänzung zu den drei genannten Theorien berücksichtigen empirische Arbeiten zur Wahlenthaltung eine Reihe soziodemographischer Kontrollvariablen. Konkret handelt es sich dabei meist um Alter, Geschlecht und sozioökonomischen Status. Der Zusammenhang zwischen Alter und Wahlbeteiligung ist in der Politikwissenschaft gut un-

tersucht und folgt fast immer dem selben Muster: „[P]articipation increases steadily with age until it reaches a peak in the middle years, and then gradually declines with old age“ (Milbrath & Goel, 1977, S. 114). Im Sinne eines Lebenszykluseffektes steige die Wahrscheinlichkeit der Wahlteilnahme mit Einbindung in ein berufliches Umfeld und zunehmender politischer Erfahrung an und sinke im höheren Alter aufgrund von gesundheitlichen Einschränkungen, zunehmendem Mobilitätsverlust und sozialer Isolierung (Metje, 1991). Konkurrierende Erklärungen deuten den Zusammenhang hingegen als Generationeneffekt, der in veränderten Sozialisationserfahrungen begründet liegt (vgl. Bhatti & Hansen, 2012). Was das Geschlecht angeht, so sind Männer in der Regel geringfügig wahlfreudiger als Frauen (für einen Überblick vgl. Cabarello, 2014). Diese geschlechterspezifische Diskrepanz ist in Deutschland allerdings seit den 1950er Jahren rückläufig, sodass der Bundeswahlleiter (2018) für die Bundestagswahl 2017 nur mehr geringe Unterschiede diagnostizieren konnte. Wesentlich bedeutender für die Wahrscheinlichkeit der Wahlteilnahme ist da schon der sozioökonomische Status eines Wahlberechtigten (operationalisiert über den höchsten Schulabschluss). Unabhängig vom Forschungsdesign oder der Fallauswahl – der signifikant positive Zusammenhang zwischen Status und Wahlteilnahme bestätigt sich mit nahezu gesetzmäßiger Regelmäßigkeit (vgl. beispielsweise Verba, Schlozman, Brady & Nie, 1993; Burden, 2009; Sondheimer & Green, 2010). Grund hierfür, so die Partizipationsforschung, sei die bessere Ressourcenausstattung höher gebildeter Wähler. Überdurchschnittliches Wissen und ausreichende finanzielle Mittel würden es dieser Personengruppe besonders leicht machen, sich politisch zu beteiligen, weshalb sie unter den Wählern überrepräsentiert wäre (Cabarello, 2014, S. 470). Diese Erkenntnis, die kein gutes Licht auf den normativen Gleichheitsanspruch von Demokratien wirft, hat insbesondere in den USA eine lebhafte Debatte über die Einführung der Wahlpflicht losgetreten (vgl. besonders Lijphart, 1997).

Die soziodemographische Trias (Alter, Geschlecht, sozioökonomischer Status) dient der vorliegenden Arbeit als Grundlage für einen empirischen Vergleich von soziologischer, sozialpsychologischer und rationalistischer Erklärung (vgl. Abbildung 2). Um den Theorievergleich methodisch adäquat umzusetzen, werden im nachfolgenden Kapitel theoretisch relevante Konzepte näher spezifiziert, Variablen operationalisiert und Messhypothesen formuliert. Darüberhinaus finden sich dort auch die Begründung der Methodenwahl und die Vorstellung des Datensatzes.

Abbildung 2: Theorievergleich



3 Methode

Ziel der Arbeit ist es, die Erklärungskraft unterschiedlicher Theorien für die Wahrscheinlichkeit der individuellen Wahlenthaltung am Beispiel der Bundestagswahl 2017 zu testen. Um dieses Forschungsinteresse verfolgen zu können, ist die Wahl einer angemessen Methode von zentraler Bedeutung. Sie muss der Zielsetzung der Arbeit dienlich sein und der Forschungsfrage entsprechend ausgewählt werden.

Da im Rahmen der Arbeit Hypothesen getestet werden sollen, sind inferenzstatistische Verfahren rein deskriptiven Vorgehensweisen grundsätzlich vorzuziehen. Die Tatsache, dass es sich um einen Theorievergleich handelt, legt ein multivariates Schätzverfahren mit den Kovariablen x_1, \dots, x_k nahe. Eine weitere Restriktion ergibt sich aus der dichotomen Struktur der Zielvariablen y (Wahlteilnahme/Enthaltung). Sie macht lineare Modelle der Form $\pi_i = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_{ik}$ zur Schätzung der Enthaltungswahrscheinlichkeit π_i unpraktikabel, da zentrale OLS-Annahmen (z.B. Homoskedastizität des Fehlerterms) verletzt wären und vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten mitunter außerhalb des Intervalls $[0; 1]$ lägen (Agresti, 2013, S. 117f). Diese Probleme umgehen nicht-lineare Verfahren. Sie arbeiten mit einer Link-Funktion, die den Wertebereich der abhängigen Variablen auf das Intervall $[0; 1]$ beschränkt, was wiederum eine Interpretation als Wahrscheinlichkeit ermöglicht. Für die Analyse binärer Zielvariablen hat sich die Verwendung von Logit- und Probit-Modellen als Standard etabliert. Während erstere von einer logistischen Verteilung des Fehlerterms ϵ_i ausgehen, beruhen Probit-Modelle auf einer Normalverteilung von ϵ_i (Long & Freese, 2014, S. 189). Welches Verfahren letztlich Anwendung findet, ist in erster Linie eine konzeptionelle Frage. Ausschlaggebend für die Entscheidung in der vorliegenden Analyse

eine logistische Regression zu verwenden, waren praktische Aspekte. Das Logit-Modell ist nicht nur in seiner mathematischen Formulierung kompakter, sondern bietet vor allem auch in der Interpretation Vorteile. Schließlich lassen sich die β -Koeffizienten der logistischen Regression als (logarithmierte) Chancen bzw. *Odds Ratios* interpretieren, was die Deutung der Ergebnisse wesentlich anschaulicher macht.

3.1 Daten und Design

Grundlage der empirischen Untersuchung sind Individualdaten einer Querschnittserhebung im Vorfeld der Bundestagswahl 2017, welche im Rahmen der „German Longitudinal Election Study“ (GLES) durchgeführt wurde. Dieser Datensatz erweist sich aufgrund der Vielfalt erhobener Variablen als ausgezeichnete Ausgangsbasis, um konkurrierende Erklärungsansätze für Wahlenthaltung gegenüberzustellen. Auch die Stichprobengröße von 2179 Befragten ist positiv hervorzuheben, da sie eine solide Grundlage für quantitativ-empirische Verfahren bietet. Eine besondere Qualität der Daten liegt darüberhinaus in ihrer Vergleichbarkeit mit anderen GLES-Umfragen. Dass die Wahlstudie insgesamt einen Zeitraum von 12 Jahren umfasst, eröffnet die Möglichkeit Längsschnittvergleiche zwischen den Bundestagswahlen 2009, 2013 und 2017 anzustellen. Insofern kann die vorliegende Analyse einen vielversprechenden Ausgangspunkt für weitere Forschungsprojekte darstellen.

Die Entscheidung für ein umfragedatenbasiertes Querschnittsdesign soll allerdings nicht implizieren, dass (quasi-)experimentelle Verfahren bei der Untersuchung von Wahlenthaltung grundsätzlich ausgeschlossen wären. Im Gegenteil, entsprechende Studien sind in der Literatur sogar sehr prominent vertreten (z.B. Gerber & Green, 2000; Gerber, Green & Larimer, 2008; Gerber, Karlan & Bergan, 2009; Lassen, 2005; Sondheimer & Green, 2010). Im Rahmen einer Bachelorarbeit sprechen aber sowohl zeitliche als auch forschungsökonomische Gründe derart eindeutig für ein nicht-experimentelles Design, dass diesbezüglich jegliche weitere Diskussion überflüssig erscheint.

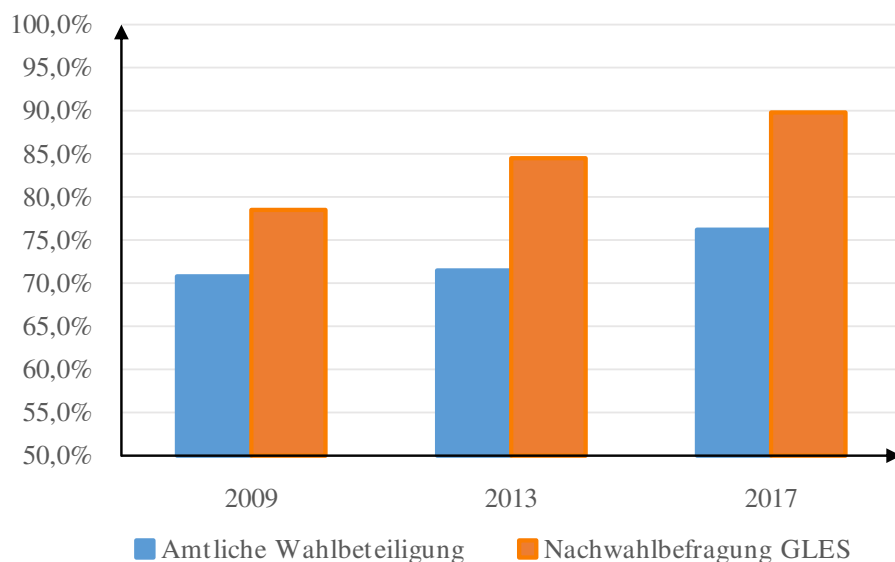
3.2 Operationalisierung

Abhängige Variable

„Haben Sie an der Bundestagswahl 2017 teilgenommen oder sich Ihrer Stimme enthalten?“. Diese Frage ist auf den ersten Blick zweifelsfrei die naheliegendste Operationalisierung der abhängigen Variable „Wahlenthaltung“. Und so einleuchtend sie auch

zu sein scheint, bringt sie ein gravierendes Problem mit sich, sogenanntes *Overreporting*. Das Phänomen ist der Wahlforschung schon seit langem bekannt und besteht darin, dass Wahlbeteiligungsraten in Umfragen praktisch immer überschätzt werden (Clausen, 1968; Traugott & Katosh, 1979; Granberg & Holmberg, 1991; Bernstein, Chadha & Montjoy, 2001). Abgesehen von Stichprobenfehlern ist das vor allem dem Druck sozialer Erwünschtheit geschuldet. Da die Teilnahme an der Wahl als soziale Norm gilt, tendieren Nichtwähler in der Interviewsituation zu Unaufrichtigkeit und geben fälschlicherweise an, ihre Stimme abgegeben zu haben. Das Ausmaß von *Overreporting* in der BRD zeigt Abbildung 3, welche die amtliche Wahlbeteiligung der vergangenen drei Bundestagswahlen mit den Ergebnissen der GLES-Nachwahlbefragungen vergleicht.

Abbildung 3: *Overreporting* in der BRD 2009-2017



Quelle: Bundeswahlleiter, Nachwahlbefragungen GLES

Problematisch ist, dass die Neigung zum *Overreporting* nicht bei allen Befragten gleich stark ausgeprägt ist: „People who are under the most pressure to vote are the ones most likely to misreport their behavior when they fail to do so.“ (Bernstein et al., 2001, S. 24). In einer der seltenen Untersuchungen zu *Overreporting* in der Bundesrepublik kam Eilfort (1994, S. 140-143) zu dem Ergebnis, dass die Tendenz zur Überschätzung der persönlichen Wahlbeteiligung sowohl von Alter und Geschlecht als auch von politischem Interesse, Parteiidentifikation und Verinnerlichung der Wahlnorm abhängig sei. Dieses Ergebnis steht in Einklang mit Untersuchungen aus den Vereinigten Staaten, wo zusätzlich Bildung als einer der zuverlässigsten Prädiktoren für *Over-*

reporting gilt (Bernstein et al., 2001; Cassel, 2003; Katz & Katz, 2010). Also eben jene Merkmale, die den theoretischen Überlegungen zufolge gleichzeitig einen unmittelbaren Einfluss auf die tatsächliche Wahlbeteiligung haben sollten. Mit anderen Worten: Es besteht die Gefahr, dass die Neigung zum *Overreporting* mit unabhängigen Variablen korreliert und der Einfluss bestimmter Prädiktoren deshalb systematisch überschätzt wird. Das wirft die grundsätzliche Frage auf, ob umfragedatenbasierte Analysen zur Wahlenthaltung überhaupt valide Resultate hervorbringen können oder ob es sich bei den Ergebnissen um methodische Artefakte handelt. Auch nach jahrzehntelanger Forschung und unzähligen wissenschaftlichen Beiträgen (Wolfinger & Rosenstone, 1980; Katosh & Traugott, 1981; Sigelman, 1982; Hill & Hurley, 1984; Granberg & Holmberg, 1991; Presser & Traugott, 1992; Bernstein et al., 2001; Cassel, 2003) hat die Politikwissenschaft auf diese Frage keine abschließende Antwort gefunden. Manchen Autoren gilt *Overreporting* als Einfalltor für systematische Verzerrung (z.B. Bernstein et al., 2001), andere wiederum relativieren das Problem (Katosh & Traugott, 1981; Sigelman, 1982). Schließlich finden sich auch Diskussionbeiträge denen zufolge Umfragen zwar in der Tat unter Validitätsproblemen leiden, Rückschlüsse auf Gründe der Wahlenthaltung gleichzeitig aber nicht grundsätzlich ausgeschlossen sind (Cassel, 2003). Alles in allem lassen sich aus dem Forschungsstand zwei generelle Empfehlungen ableiten, die auch der vorliegenden Arbeit als Orientierung dienen sollen: Um potentiellen Problemen durch *Overreporting* von vornherein aus dem Weg zu gehen, sollten sich empirische Analysen – soweit möglich – stets auf validierte Daten stützen. Ist dies nicht oder nur eingeschränkt möglich, müssen gewonnene Ergebnisse stets im Bewusstsein des Problems und mit der gebotenen Vorsicht interpretiert werden.

In der Bundesrepublik sind, anders als im US-Kontext, aufgrund von Datenschutzbestimmungen die Möglichkeiten *Overreporting* nachträglich zu beheben sehr begrenzt. Auch die GLES-Daten machen hier keine Ausnahme und enthalten lediglich Selbstauskünfte der Befragten. Allerdings bietet zumindest die Vorwahlbefragung eine Möglichkeit den Fehler in der Wahlbeteiligungsrate zu korrigieren. Da die Wahlteilnahme in diesen Umfragen prospektiv erhoben wird, geben Befragte ihre Beteiligungsabsicht nicht dichotom an (Teilnahme/Nichtteilnahme), sondern wählen ihre Antwort aus einer 5-stufigen Skala (von „bestimmt zur Wahl gehen“ bis hin zu „bestimmt nicht zur Wahl gehen“). Diese Skalierung, so die intuitive Annahme, vermeidet eine normativ wirkende Dichotomisierung und bietet Nichtwählern die Möglichkeit unter dem Druck sozialer Konformität in eine der mittleren Kategorien („wahrscheinlich“, „vielleicht“

bzw. „wahrscheinlich nicht zur Wahl gehen“) auszuweichen. Oder anders ausgedrückt: Im Zwiespalt zwischen ihrer „wahren“ Absicht die Wahlteilnahme zu verweigern und dem Druck einer gesellschaftlichen Erwartungshaltung entsprechen zu müssen, könnten diese Abstufungen für Nichtwähler einen willkommenen Ausweg darstellen. Wie viele von ihnen von dieser Möglichkeit tatsächlich Gebrauch machen und sich bei Erhebungen der Wahlbeteiligungsabsicht in jene Mittelkategorien einsortieren, ist selbst unter Berücksichtigung der Literatur schwer einzuschätzen (für eine kritische Diskussion der Verwendung von Wahlbeteiligungsabsichten vgl. Rogers & Aida, 2014). Geht man von einem solchen Verhalten aus, sollten in der Folge nur diejenigen Personen als Wähler codiert werden, die angaben „bestimmt“ zur Wahl zu gehen bzw. zum Zeitpunkt der Befragung bereits per Briefwahl abgestimmt hatten. Unter dieser Prämisse ergibt sich für die Vorwahlbefragung 2017 eine korrigierte Wahlbeteiligung von 83,4%, welche noch immer über der amtlichen Wahlbeteiligung liegt, ihr aber bereits wesentlich näher kommt. Ein solches Vorgehen kann das Problem des *Overreporting* zwar sicher nicht vollständig lösen, es besteht aber begründete Hoffnung, dass es zumindest einen erheblichen Teil der „unaufrichtigen Nichtwähler“ einzufangen vermag.

Unabhängige Variablen

In der soziologischen Theorie gelten die gesellschaftliche Integration einer Person sowie das Ausmaß sozialer *cross-pressure*s als wichtigste Prädiktoren der Wahlenthaltung. Um der Mehrdimensionalität des Konzeptes „Integration“ gerecht zu werden, berücksichtigt die Analyse drei unterschiedliche Ebenen: die familiäre Situation, die kulturelle Teilhabe und die Einbindung in Organisationen. Über den familiären Aspekt von Integration kann die Haushaltsgröße H eines Befragten Aufschluss geben. Lebt er mit Partnerin/Partner und ggf. Kindern zusammen ($H \geq 2$), ist er augenscheinlich stärker familiär integriert als eine alleinlebende Person ($H = 1$). Daraus resultiert die binäre Variable „Alleinlebend“, die für $H \geq 2$ den Wert 0 und für $H = 1$ den Wert 1 annimmt⁷. Die zweite Dimension, kulturelle Teilhabe, kann unter anderem durch die Kirchenganghäufigkeit eines Befragten erfasst werden. Aus ihr wird für die Analyse die Variable „Kirchenbindung“ abgeleitet, welche folgende Ausprägungen besitzt: „Schwach“ (1) für Befragte, die höchstens einmal pro Jahr am Gottesdienst

⁷ Zwar wäre es möglich gewesen, die Haushaltsgröße als metrische Variable direkt ins Regressionsmodell aufzunehmen, dies erscheint aber im Lichte der theoretischen Erwartungen nicht unbedingt sinnvoll. Ob ein Haushalt drei oder vier Mitglieder zählt, sollte sich nicht maßgeblich auf die Wahlteilnahme auswirken – ob eine Person alleine lebt oder nicht, hingegen schon.

(bzw. dem jeweiligen Äquivalent) teilnehmen; “Mittel“ (2) für Befragte, die öfter als einmal jährlich, aber gleichzeitig höchstens 2-3 mal monatlich in die Kirche gehen; “Stark“ (3) für Gläubige, die mindestens einmal pro Woche den Gottesdienst besuchen⁸. Schließlich kann ein Wahlberechtigter auch in Organisationsstrukturen (z.B. Vereine oder Verbände) eingebunden sein. Als klassischer Indikator dieser Integrationssebene dient die Mitgliedschaft in einer Gewerkschaft. Liegt eine solche vor, nimmt die binäre Variable „Gewerkschaftsmitglied“ den Wert 1 an, andernfalls den Wert 0. In welchem Ausmaß sich ein Befragter innerhalb der Gewerkschaft engagiert (z.B. Ausübung von Ämtern) wird aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht näher differenziert. Für den Einfluss dieser drei Variablen auf die Enthaltungswahrscheinlichkeit lässt sich rekapitulieren: Je stärker eine Person in ihr soziales Umfeld integriert ist, desto höher ist ihr Risiko im Falle der Stimmenthaltung sozial sanktioniert zu werden und desto größer wird ihr Anreiz zur Wahlbeteiligung sein. Im Regressionsmodell sollte sich dieser Zusammenhang in Form von negativen β -Koeffizienten widerspiegeln.

Mit Hilfe dieser Variablen lässt sich auch der zweite Bestandteil der soziologischen Theorie, soziale *cross-pressures*, untersuchen. Unter dem Druck konfligierender Gruppenzugehörigkeiten, so die These, würden Befragte verstärkt zur Wahlenthaltung neigen. Auch wenn sich diese Annahme in der Bundesrepublik empirisch nicht bestätigt hat und sogar gegenteilige Zusammenhänge gefunden wurden (Falter & Schumann, 1994, S. 188-191, Renz, 1997, S. 578), sollte ein solcher Effekt nicht von vornherein ausgeschlossen werden. Um die Wirkung sozialer *cross-pressures* zu testen, stellt Tabelle 1 Nichtwähleranteile nach Gruppenzugehörigkeiten deskriptiv gegenüber.

Tabelle 1: Nichtwähleranteile nach Gruppenzugehörigkeit

		Gewerkschaft	
		Nein	Ja
Kirchenbindung	Niedrig	19,46%	15,89%
	Mittel, Hoch	12,83%	6,74%

Anmerkung: Um eine ausreichend große Besetzung aller Zellen zu gewährleisten, wurden die Ausprägungen „Hoch“ und „Mittel“ der Variable Kirchenbindung zusammengefasst.

⁸ Diese Kategorisierung unterscheidet sich von der bei Elff und Rossteutscher (2011). Dort liegt eine „starke“ Kirchenbindung erst dann vor, wenn Befragte angeben, mindestens einmal pro Woche am Gottesdienst teilzunehmen. Diese Hürde scheint allerdings sehr hoch angesetzt, vor dem Hintergrund anderer empirischer Analysen (z.B. Cabarello, 2014) ist die hier gewählte Kategorisierung ebenso vertretbar.

Aus der Tabelle lassen sich zwei Schlussfolgerungen ziehen. Erstens ist der Nichtwähleranteil in der Personengruppe ohne kirchliche oder gewerkschaftliche Bindung am höchsten. Ist mindestens eine Gruppenzugehörigkeit vorhanden, sinkt er um 3,5 bzw. 6,6 Prozentpunkte. Das kann als Indiz für die Randständigkeitshypothese interpretiert werden, wobei die multivariate Analyse erst noch zeigen muss, ob sich dieser Zusammenhang auch unter Berücksichtigung von Kontrollvariablen auf der Individualebene bestätigt. Zweitens, und das ist in diesem Kontext wichtiger, deuten die Ergebnisse nicht auf einen enthaltungsfördernden Effekt sozialer *cross-pressures* hin. Im Gegenteil: Unter den Personen, die sowohl in kirchliche als auch in gewerkschaftliche Kontexte eingebunden sind, ist die Wahlenthaltung im Aggregat sogar am geringsten. In Einklang mit dem Forschungsstand scheint es deshalb nicht notwendig, soziale *cross-pressures* in das multivariate Modell aufzunehmen.

Um die sozialpsychologische Theorie zu testen, benötigt man Variablen, welche die individuelle Verbundenheit mit dem politischen System messen. Hierfür werden fünf Einstellungsdimensionen herangezogen, die sich in der empirischen Forschung bewährt haben (vgl. Cabarello, 2014, S. 455): Parteiidentifikation, Wahlpflichtgefühl, politische Involvierung, politische Zufriedenheit und *political efficacy*. Letztere meint “the feeling that individual political action does have, or can have, an impact upon the political process, i.e. that it is worth while to perform one’s civic duties” (Campbell et al., 1954, S. 184). Ob dies erfüllt ist, hängt zum einen davon ab, inwiefern ein Bürger seinen subjektiven Beitrag als relevant erachtet (*internal efficacy*) und zum anderen davon, für wie aufnahmefähig er das politische System hält (*external efficacy*). Als Messhypothese lässt sich daher formulieren, dass eine große *efficacy* ebenso wie starkes politisches Interesse, hohe politische Zufriedenheit und tiefe Verinnerlichung der Wahlnorm auf eine enge Verbindung mit dem politischen System hindeutet und folglich einen negativen Einfluss auf die individuelle Enthaltungswahrscheinlichkeit hat. Wie für die Messung von Einstellungen typisch, werden diese Variablen mit Hilfe 5-stufiger Ratingskalen erfasst⁹. Der Prädiktor „Wahlpflichtgefühl“ beschreibt die Haltung eines Befragten zu der Aussage, die regelmäßige Teilnahme an Wahlen sei Bürgerpflicht; „Involvierung“ und „Zufriedenheit“ werden in Orientierung an der Literatur (vgl. z.B. Falter & Schumann, 1994; Kleinhenz, 1995; Renz, 1997) über das allgemeine Interesse an Politik sowie die Zufriedenheit mit der Demokratie in der Bundesrepublik operationalisiert;

⁹ Für den exakten Wortlaut des Fragebogens, s. Anhang A.

die „*Efficacy*“ bemisst sich an der subjektiv empfundenen Verständlichkeit politischer Fragen¹⁰. Eine Ausnahme stellt die Parteiidentifikation dar. Anders als die eben genannten Einstellungsmerkmale geht sie als Dummy-Variable in die Analyse ein. Dies ist insofern konsequent, da es für die Verbundenheit mit dem politischen System nicht primär von Bedeutung ist, mit welcher Partei ein Befragter sympathisiert, sondern vielmehr ob er sich überhaupt einer Partei verbunden fühlt. Die resultierende Variable „Parteiidentifikation“ ist deshalb für Parteianhänger mit 1 codiert und für alle anderen Befragten mit 0.

Die zweite Komponente der sozialpsychologischen Theorie, psychologische *cross-pressures*, sollte dann zum Tragen kommen, wenn ein Befragter konträre Präferenzen in seiner Parteiidentifikation, Kandidaten- und *Issue*-Orientierung aufweist. Mit Hilfe der GLES-Daten lassen sich Präferenzen auf diesen drei Ebenen für jeden Befragten individuell bestimmen. So enthält der Fragebogen ein 11-stufiges Sympathie-Skalometer, anhand dessen Befragte die Spitzenkandidaten von Union (Merkel/Seehofer), SPD (Schulz), FDP (Lindner), Grüne (Özdemir), Linke (Wagenknecht) und AfD (Petry) bewerten. Welche Kandidatenorientierung ein Befragter aufweist, lässt sich folglich daran ablesen, welchem der genannten Politiker er den höchsten Sympathie-Wert zuteilt¹¹. Für die *Issue*-Orientierung hingegen kann die sogenannte MIP-Frage („*Most Important Problem*“) herangezogen werden. Hier geben Befragte nicht nur an, welches politische Problem in ihren Augen aktuell die größte Relevanz hat, sondern äußern gleichzeitig auch, welche der Parteien ihnen in der entsprechenden Sachfrage am kompetentesten erscheint. Dies kann als Ausdruck der individuellen *Issue*-Orientierung verstanden werden. Berücksichtigt man außerdem die Angabe zur Parteiidentifikation¹², lässt sich das Ausmaß psychologischer *cross-pressures* für jede befragte Person individuell erfassen. Keinerlei kognitive Dissonanzen liegen demnach dann vor, wenn Partei-, Kandidaten- und *Issue*-Orientierung allesamt in die gleiche Richtung weisen. Weicht lediglich eine der drei Präferenzen vom dominanten Schema ab (z.B. bei einem Stammwähler der CDU, der seine Partei in der Migrationsfrage zwar für besonders

¹⁰ Diese Operationalisierung zielt primär auf die *internal efficacy* der Befragten ab, für die Messung der *external efficacy* existiert in den Daten der Vorwahlbefragung keine geeignete Variable.

¹¹ Befragte, bei denen sich mindestens zwei Politiker den Spitzenplatz im Sympathie-Ranking teilen, werden von der nachfolgenden Analyse ausgeschlossen, da in ihrem Fall offensichtlich keine eindeutige Kandidatenpräferenz vorliegt.

¹² In diesem Zusammenhang reicht die oben eingeführte binäre Codierung der Parteiidentifikation selbstverständlich nicht aus. Da es zur Bestimmung psychologischer *cross-pressures* von zentraler Bedeutung ist, welcher Partei sich ein Befragter verbunden fühlt, wird die Variable an dieser Stelle in ihrer polytomen Form verwendet.

kompetent hält, gleichzeitig aber Martin Schulz große Sympathie entgegenbringt), resultiert dies in mäßigen *cross-pressures*; stehen schließlich alle drei Orientierungen im Widerspruch zueinander, gelten die empfundenen *cross-pressures* als stark. Auf Grundlage dieser Kategorisierung stellt Tabelle 2 die Nichtwähleranteile in Abhängigkeit vom Ausmaß psychologischer *cross-pressures* gegenüber.

Tabelle 2: Nichtwähleranteile nach Ausmaß psychologischer *cross-pressures*

<i>Cross-pressures</i>	Nicht vorhanden	Mäßig	Stark
Nichtwähleranteil	13,01%	10,76%	13,83%

Anmerkung: Aufgrund fehlender Angaben lässt sich das Ausmaß psychologischer *cross-pressures* nicht immer exakt bestimmen. Jene 1251 Befragten, für die dies möglich war, verteilen sich gleichmäßig auf die drei Kategorien (392, 474 bzw. 347 Personen).

Entgegen der theoretischen Erwartung bietet die deskriptive Analyse in Tabelle 2 keinen Anlass, um einen Zusammenhang zwischen psychologischen *cross-pressures* und Wahlenthaltung zu vermuten. So ist der Nichtwähleranteil in allen drei Gruppen annähernd gleich bzw. verringert sich sogar bei mäßigen *cross-pressures*. Daher scheint es gerechtfertigt, psychologische *cross-pressures* in der weiteren Analyse zugunsten der Modellsparsamkeit außen vor zu lassen.

In der Rational-Choice-Theorie gelten Entfremdung und Indifferenz als zentrale Motive der Wahlenthaltung. Aufbauend auf dem räumlichen Politikverständnis dieses Ansatzes, ist in beiden Argumenten die Distanz zwischen Idealposition des Wählers und den verfügbaren Parteien entscheidend. Diese Abstände lassen sich im Datensatz für drei unterschiedliche Themenfelder betrachten: Steuern, Migration und Klimawandel. Für jedes dieser *Issues* gaben die Befragten nicht nur ihre eigene Position auf einer 11-stufigen Skala an, sondern auch die wahrgenommenen Positionen der Parteien CDU, CSU, SPD, Linke, Grüne, FDP und AfD. Hohe Werte repräsentierten je nach Politikfeld eine intensive sozialstaatliche Umverteilung, eine restriktive Handhabung der Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer bzw. den Vorrang von Wirtschaftswachstum gegenüber der Bekämpfung des Klimawandels. Niedrige Werte standen umgekehrt für ein Minimum an Steuern, eine Erleichterung der Zuzugsmöglichkeiten und die Priorität von Klimapolitik. Formal ausgedrückt, existiert also für Wähler i in jedem *Issue* m ein Idealpunkt w_{im} . Gleichzeitig schreibt er Partei j in dieser Sachfrage eine Position z_{ijm} zu. Der Grad seiner Entfremdung lässt sich folglich als Distanz

zwischen ihm und der nächsten Partei $z_{ijm, \min}$ ausdrücken. Überschreitet die Differenz $|w_{im} - z_{ijm, \min}|$ einen gewissen Schwellenwert, ist selbst die beste Alternative es nicht wert, den Gang an die Urne auf sich zu nehmen (vgl. Thurner & Eymann, 2000). Als Messhypothese lässt sich deshalb vermuten, dass mit zunehmender „Entfremdung“ $|w_{im} - z_{ijm, \min}|$ auch die Wahrscheinlichkeit der Wahlenthaltung steigt. Enthält sich ein Wähler hingegen aus Gründen der Indifferenz, so kann dies wie oben erwähnt auf ein minimales Parteiendifferential $U_{\Delta i}$ zurückgeführt werden. Übertragen ins räumliche Modell bedeutet das, dass die präferierte Partei nicht näher am Idealpunkt des Wähler liegt als andere Alternativen. In Anlehnung an die Definition von Thurner und Eymann (2000) liegt Indifferenz im Folgenden dann vor, wenn die Entfernung zur nächsten Partei genauso groß ist, wie der Abstand zur zweitnächsten Partei $z_{ijm, \min 2}$. Für $|w_{im} - z_{ijm, \min}| = |w_{im} - z_{ijm, \min 2}|$ nimmt die Variable „Indifferenz“ daher den Wert 1 an, andernfalls beträgt sie 0. Sowohl Entfremdung als auch Indifferenz werden in der Analyse also politikfeldspezifisch betrachtet. Im Vergleich zu einem Gesamtindikator über alle drei *Issues* hinweg, hat das zwei entscheidende Vorteile. Zum einen müssen keine (arbiträren) Annahmen darüber getroffen werden, wie Befragte die einzelnen Sachfragen subjektiv gewichten, zum anderen lassen sich so Effekte der unterschiedlichen *Issues* miteinander vergleichen. Um zusätzlich auf einer gesamtpolitischen Ebene zu erfassen, was für die Wahlberechtigten im September 2017 „auf dem Spiel stand“, wird zusätzlich die Variable „Bedeutung“ ins Modell aufgenommen. Diese misst auf einer 5-stufigen Skala, welches Gewicht die Befragten dem Ausgang der Bundestagswahl 2017 im Vorfeld beigemessen haben. Vor dem Hintergrund der Rationalitätsannahme muss davon ausgegangen werden, dass mit zunehmender Bedeutung der Wahl die Wahrscheinlichkeit für Enthaltung sinkt, weshalb der Koeffizient der Variable ein negatives Vorzeichen aufweisen sollte.

3.3 Modellierung

Ziel des Modells soll es sein, die individuelle Enthaltungswahrscheinlichkeit $\pi_i = P(y_i = 1|X)$ unter Kontrolle unterschiedlicher Kovariablen x_1, \dots, x_k vorherzusagen, um so theoretische Hypothesen zu testen. Hierfür wird die Enthaltungswahrscheinlichkeit anhand einer logistischen Regression der Form

$$\pi_i = P(y_i = 1|X) = \frac{\exp(\eta_i)}{1 + \exp(\eta_i)}$$

mit dem linearen Prädiktor $\eta_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik}$ geschätzt. Damit basiert das Modell – im Gegensatz zu linearen Verfahren – nicht auf dem *Ordinary-Least-Squares*-Ansatz (OLS) sondern beruht auf einer *Maximum-Likelihood*-Schätzung (MLE).

Grundgedanke des Verfahrens ist folgender: Bei rund 61,5 Millionen Wahlberechtigten ist es schon aus praktischen Gründen ausgeschlossen, alle Einheiten der interessierenden Grundgesamtheit zu beobachten. Allerdings lassen sich Stichproben ziehen und auf diese Weise beobachtbare Realisationen (y_i, \mathbf{x}_i) , $i = 1, \dots, n$, gewinnen. Die gesuchten Parameter $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)'$ werden anschließend so geschätzt, dass die Likelihood für das Auftreten der erhobenen Werte maximal wird (Fahrmeir, Kneib & Lang, 2009). Da die Zielvariablen y_i einer Bernoulli-Verteilung folgt, kann ihre Dichte durch die Funktion $f(y_i|\pi_i) = \pi_i^{y_i} (1 - \pi_i)^{1-y_i}$ ausgedrückt werden, welche bei gegebenem \mathbf{x}_i wiederum über $\pi_i = h(\mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta})$ von den zu schätzenden Parametern abhängt (Fahrmeir et al., 2009, S. 198). Unter der Annahme, dass die Beobachtungen innerhalb der Stichprobe unabhängig sind, lässt sich auf dieser Grundlage eine *Likelihood*-Funktion $L(\boldsymbol{\beta})$ aufstellen (Fahrmeir et al., 2009, S. 198):

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^n L_i(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^n \pi_i^{y_i} (1 - \pi_i)^{1-y_i}$$

Wie bereits angedeutet, liegt das Ziel der Schätzung darin, $L(\boldsymbol{\beta})$ zu maximieren. Hierfür bedarf es der ersten Ableitung der Likelihood-Funktion, deren Nullstellen sich mit Hilfe iterativer Verfahren numerisch bestimmen lassen¹³. Da diese Schritte ohnehin automatisch von der Statistiksoftware STATA (Version 14.2) durchgeführt werden, ist es an dieser Stelle nicht notwendig, die technischen Details des Verfahrens weiter zu vertiefen. Das wiederum erlaubt es, sich stattdessen der inhaltlichen Spezifikation der Modelle zuzuwenden.

Alle Modelle teilen einen gemeinsamen Grundstock soziodemographischer Kontrollvariablen. So soll sichergestellt werden, dass die Effekte theoretisch relevanter Variablen nicht irrtümlich überschätzt werden. Der entsprechende Linearparameter des Grundmodells ist definiert als:

$$\eta_{\text{Grundmodell } i} = \beta_0 + \beta_1 \text{Alter}_i + \beta_2 \text{Alter}_i^2 + \beta_3 \text{Geschlecht}_i + \beta_4 \text{Schulabschluss}_i$$

¹³ Aus Gründen der mathematischen Einfachheit wird dabei meist auf die logarithmierte Form der *Likelihood*-Funktion zurückgegriffen. Das ist insofern unproblematisch, da das Maximieren sowohl von $L(\boldsymbol{\beta})$ als auch von $\ln(L(\boldsymbol{\beta}))$ die selben Schätzparameter liefert (Fahrmeir, Heumann, Künstler, Pigeot & Tutz, 2016, S. 349).

Darauf aufbauend beinhalten die nachfolgenden Modelle 2-4 jeweils entweder soziologische, sozialpsychologische oder rationalistische Prädiktorvariablen. Daraus resultieren die folgenden Linearparameter:

$$\eta_{2i} = \eta_{Grundmodell\ i} + \beta_5 \text{Kirchenbindung}_i + \beta_6 \text{Gewerkschaftsmitglied}_i + \beta_7 \text{Alleinlebend}_i$$

$$\eta_{3i} = \eta_{Grundmodell\ i} + \beta_5 \text{Parteiidentifikation}_i + \beta_6 \text{Wahlpflichtgefühl}_i + \beta_7 \text{Involvierung}_i + \beta_8 \text{Demokratiezufriedenheit}_i + \beta_9 \text{Efficacy}_i$$

$$\eta_{4i} = \eta_{Grundmodell\ i} + \beta_5 \text{Indifferenz}_i + \beta_6 \text{Entfremdung}_i + \beta_7 \text{Bedeutung}_i$$

Zu guter Letzt wird schließlich noch ein Gesamtmodell geschätzt, das sowohl Kontrollvariablen, als auch theoretische Prädiktoren aller drei Ansätze enthält. Dies dient der Robustheitskontrolle der Ergebnisse aus den Modellen 2-4.

4 Ergebnisse

Tabelle 2 bietet einen Überblick über die empirischen Ergebnisse der Analyse, wobei vier Aspekte besonders ins Auge fallen:

Erstens erweist sich unter den Kontrollvariablen die Bildung als besonders zuverlässiger Prädiktor der individuellen Wahlbeteiligung. Sowohl die Koeffizienten der Mittleren Reife als auch die der (Fach-)Hochschulreife sind in allen Modellen mindestens auf dem 5%-Niveau signifikant, in den meisten Fällen sogar auf dem 0,1%-Niveau. Daran ändert auch die Hinzunahme unterschiedlicher theoretisch relevanter Variablen nichts. Dass die Koeffizienten zudem allesamt ein negatives Vorzeichen aufweisen, steht in Einklang mit der Annahme, besser gebildete Personen würden sich stärker politisch beteiligen (vgl. Verba & Nie, 1972; Verba, Nie & Kim, 1978). Insbesondere die Effektstärke der Variablen ist äußerst bemerkenswert: Verglichen mit Personen, die maximal einen Hauptschulabschluss besitzen, ist die logarithmierte Chance der Wahlenthaltung für Personen mit Mittlerer Reife im Grundmodell um 0,702 Einheiten geringer, bei (Fach-)Hochschulabschluss sogar um 1,559 Einheiten. Das bedeutet, dass Personen mit Hauptschulabschluss im Grundmodell *ceteris paribus* eine ca. 2,0-mal ($e^{0,702}$) bzw. 4,7-mal ($e^{1,559}$) so hohe Chance der Enthaltung aufweisen, wie Personen mit Mittlerer Reife bzw. (Fach-)Hochschulabschluss. Unabhängig vom betrachteten Modell bleibt dieser Effekt in seiner Stärke annähernd unverändert, lediglich unter

Tabelle 3: Determinanten der Wahlenthaltung 2017 (binär logistische Regression)

	Grundmodell	Soziologisch	Sozialpsychologisch	Rational-Choice	Gesamt
Alter	-0,029 (-1,31)	-0,016 (-0,72)	-0,023 (-0,96)	-0,004 (-0,17)	-0,003 (-0,11)
Alter ²	0,000 (0,16)	0,000 (-0,40)	0,000 (0,29)	0,000 (-0,97)	0,000 (-0,81)
Geschlecht	-0,179 (-1,22)	-0,189 (-1,27)	-0,384 ** (-2,30)	-0,024 (-0,15)	-0,195 (-1,10)
Bildungsgrad (RK: Hauptschulabschluss)					
Mittlere Reife	-0,702 *** (-3,81)	-0,747 *** (-4,01)	-0,512 * (-2,40)	-0,698 *** (-3,33)	-0,567 * (-2,47)
(Fach-)Hochschulreife	-1,559 *** (-7,63)	-1,590 *** (-7,70)	-0,736 ** (-3,06)	-1,426 *** (-6,34)	-0,889 *** (-3,47)
Kirchenbindung (RK: Schwach)					
Mittel		-0,532 ** (-2,96)			-0,057 (-0,28)
Stark		-0,508 (-1,68)			0,132 (0,39)
Gewerkschaftsmitglied		-0,454 (-1,82)			-0,290 (-1,04)
Alleinlebend		0,342 (1,89)			0,397 (1,85)
Parteiidentifikation			-0,931 *** (-5,45)		-0,733 *** (-3,99)
Wahlpflichtgefühl			-0,496 *** (-8,22)		-0,448 *** (-6,85)
Involvierung			-0,697 *** (-6,67)		-0,330 ** (-2,78)
Demokratiezufriedenheit			-0,227 * (-2,51)		-0,188 (-1,91)
<i>Efficacy</i>			-0,083 (-0,95)		-0,124 (-1,31)
Indifferenz					
Steuern				0,160 (0,99)	0,108 (0,63)
Migration				0,074 (0,45)	0,105 (0,61)
Umwelt				-0,139 (-0,85)	-0,158 (-0,90)
Entfremdung					
Steuern				0,166 * (2,50)	0,142 * (2,02)
Migration				-0,013 (-0,15)	-0,052 (-0,59)
Umwelt				0,023 (0,28)	-0,006 (-0,07)
Bedeutung				-1,105 *** (-13,11)	-0,830 *** (-8,80)
Konstante	0,388 (0,73)	0,293 (0,54)	5,493 *** (7,48)	2,281 *** (4,00)	5,812 *** (7,22)
McFadden's Pseudo- R^2 (korrigiert)	0,046	0,054	0,213	0,195	0,299
Log Likelihood Conv.	-637,139	-627,676	-519,385	-529,354	-472,656
LR χ^2 (<i>df</i>)	73,53 (5)	92,45 (9)	309,04 (10)	289,10 (12)	402,50 (21)
Beobachtungen	1701	1701	1701	1701	1701

Anmerkung: Angegeben sind Logit-Koeffizienten (ML-Schätzung) mit zugehöriger z -Statistik in Klammern.
 * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Berücksichtigung sozialpsychologischer Faktoren büßt er geringfügig an Stärke ein. Das ist umso beachtlicher, da von keiner anderen Kontrollvariablen – weder dem Alter noch dem Geschlecht – ein substantieller Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit der Wahlenthaltung ausgeht.

Zweitens deuten die Ergebnisse auf eine stark limitierte Erklärungskraft des soziologischen Modells hin. Zwar weisen die Vorzeichen der Koeffizienten in die vermutete Richtung (negativ für Kirchen- und Gewerkschaftsbindung, positiv für Variable „Alleinlebend“), allerdings verfehlen die Effekte spätestens im Gesamtmodell jegliches Signifikanzniveau. Ein weiteres Indiz für den geringen Erklärungsbeitrag der soziologischen Theorie liefert das korrigierte Pseudo- R^2 von McFadden, welches am Ende der Regressionstabelle für alle Modelle berichtet wird. Der Wert des Anpassungsmaßes erhöht sich zwar durch Berücksichtigung soziologischer Variablen, die Veränderung gegenüber dem Grundmodell ist aber minimal.

Drittens schneidet die sozialpsychologische Erklärung besonders gut ab. In Einklang mit der Messhypothese weisen die Koeffizienten der entsprechenden Variablen allesamt ein negatives Vorzeichen auf, sind in den meisten Fällen (höchst) signifikant und zudem in ihrer Stärke äußerst beachtlich. So verringert in Modell 3 zum Beispiel das Vorliegen einer Parteiidentifikation *ceteris paribus* die Chance der Wahlenthaltung um 60,5%. Die Interpretation der Effekte von Wahlpflichtgefühl, Involvierung, Demokratiezufriedenheit und *Efficacy* erfordert besondere Sorgfalt, da diesen Variablen ein ordinales Skalenniveau zu Grunde liegt. Infolgedessen ist eine lineare Interpretation nur dann zulässig, wenn die Abstände zwischen den Antwortkategorien in etwa gleich groß sind. Um dies zu testen, werden basierend auf dem Vorgehen bei Long und Freese (2006, S. 421) je zwei unterschiedliche Modelle gerechnet: Eines, das die interessierende Variable kontinuierlich behandelt (m_1) und ein weiteres, in dem die Variable in kategorialer Form auftaucht (m_2). Anschließend findet der Likelihood-Ratio-Test Anwendung, der für genestete Modelle geeignet ist. Tabelle 3 zeigt, zu welchen Ergebnissen dieses Vorgehen im vorliegenden Fall führt. In drei von vier Fällen (Involvierung, Demokratiezufriedenheit und *Efficacy*) deutet der insignifikante p -Wert des Tests darauf hin, dass die Hypothese – m_1 sei genested in m_2 – verworfen werden muss und die Variable kontinuierlich in die Regression eingehen kann. Einzige Ausnahme ist das Wahlpflichtgefühl, dessen Einfluss nicht linear zu sein scheint.

Eine mögliche Erklärung für diesen Befund liegt in der stark linksschiefen Verteilung der Variable. So finden sich jeweils lediglich zwischen 5,6% und 7,0% der Befragten

Tabelle 4: LR-Tests auf Linearität

Variable	LR χ^2 Test Statistik	p -Wert
Wahlpflichtgefühl	$\chi^2(3) = 21.20$	$p = 0.000$
Involvierung	$\chi^2(3) = 1.07$	$p = 0.783$
Demokratiezufriedenheit	$\chi^2(3) = 1.88$	$p = 0.597$
<i>Efficacy</i>	$\chi^2(3) = 2.74$	$p = 0.434$

Anmerkung: Der Wert in Klammern gibt die Anzahl der Freiheitsgrade an.

in den Antwortkategorien „sehr schwaches“, „schwaches“ oder „mäßiges“ Wahlpflichtgefühl wieder, dominant sind die Kategorien „stark“ (22,6%) und „sehr stark“ (57,7%). Unter diesen Umständen ist die Aussagekraft des LR-Tests durchaus fragwürdig. Zu Gunsten der Modellsparsamkeit wurde deshalb entschieden, auch die Variable Wahlpflichtgefühl als kontinuierlich zu behandeln, auch wenn dies unter Umständen mit einem Informationsverlust einhergeht. Exemplarisch auf den Koeffizienten der Variablen Involvierung angewandt, bedeutet das, dass *ceteris paribus* die Zunahme des politischen Interesses um eine Einheit eine Abnahme der Chance für Enthaltung um 50,2% nach sich zieht. Dieser Effekt ist ebenso robust wie der enthaltungshemmende Einfluss von Parteiidentifikation und Wahlpflichtgefühl, was sich daran erkennen lässt, dass Größe und Signifikanz der Koeffizienten auch im Gesamtmodell weitestgehend erhalten bleiben. Der wesentliche Erklärungsbeitrag sozialpsychologischer Variablen lässt sich auch an der deutlichen Verbesserung des R^2 verglichen mit dem Grundmodell ablesen.

Viertens bringt das Rational-Choice-Modell sehr gemischte Ergebnisse für die Aussagekraft der Theorie hervor. Die insgesamt sechs Koeffizienten von Entfremdung und Indifferenz sind nicht nur in ihren Vorzeichen uneinheitlich, sondern verfehlen zudem in vier Fällen jegliches Signifikanzniveau. Die bemerkenswerte Ausnahme indes stellt das Themengebiet Steuern dar. Hier weist der Entfremdungskoeffizient nicht nur in die erwartete Richtung, sondern ist auch im Gesamtmodell noch signifikant. Nimmt also die subjektiv wahrgenommene Entfernung zur nächsten Partei in der Steuerfrage um eine Einheit zu, erhöht sich die Chance für Wahlenthaltung unter Kontrolle aller anderen Variablen um den Faktor 1,15 ($e^{0,142}$). Dieser Effekt mag auf den ersten Blick verhältnismäßig klein erscheinen, bei der Interpretation muss aber beachtet werden, dass die Variable 11-stufig skaliert ist und die Distanz zur nächsten Partei deshalb oftmals mehrere Einheiten betragen kann. Erhöht sich die Distanz in der Steuerfrage beispielsweise um drei Einheiten, beträgt die Chance der Wahlenthaltung

ceteris paribus somit bereits das 1,53-fache ($e^{3 \cdot 0,142}$). Noch bedeutender als Indifferenz und Entfremdung ist im Modell die subjektiv empfundene Bedeutung des Wahlausgangs. Sie ist höchst signifikant und ähnelt in ihrer Effektstärke den Variablen Bildung und Parteiidentifikation. Im Einklang mit dem Kosten-Nutzen-Kalkül der Rational-Choice-Theorie besagt ihr Koeffizient, dass die individuelle Enthaltungswahrscheinlichkeit sinkt, je mehr in den Augen der Befragten „auf dem Spiel steht“. Mit diesem Ergebnis eng verbunden ist auch das Konzept der *closeness* einer Wahl (vgl. Cox & Munger, 1989; Fauvelle-Aymar & François, 2006; Matsusaka, 1993), welches in den GLES-Befragungen allerdings nicht erfasst wurde.

5 Fazit und Ausblick

Die Ergebnisse dieser Arbeit deuten darauf hin, dass die sozialpsychologische Theorie am besten geeignet ist, um Wahlenthaltung bei der Bundestagswahl 2017 zu erklären. Auch wenn erwartete *cross-pressure*-Effekte ausbleiben, leisten sozialpsychologische Prädiktoren (insbesondere die Parteiidentifikation, das Wahlpflichtgefühl und die politische Involvierung) einen wesentlichen Beitrag zur Prognose der individuellen Enthaltungswahrscheinlichkeit. Doch auch für rational motivierte Nichtwahl liefert die Analyse Anhaltspunkte. Neben dem Einfluss der subjektiv empfundenen Bedeutung der Wahl ist besonders der beobachtete Entfremdungseffekt beim Thema Steuern interessant. Letzterer deutet darauf hin, dass die mangelhafte Attraktivität politischer Programme lediglich in der Steuerfrage die Neigung zur Wahlenthaltung erhöht. Für das *Issue* Migration lassen sich – anders als noch im Jahr 1990 (vgl. Thurner & Eymann, 2000) – in den Daten von 2017 keine Indifferenzeffekte finden. Eine mögliche Erklärung hierfür liegt im Entstehen und Erstarken der AfD. Indem die Partei ein Vakuum am politisch-ideologisch rechten Rand füllt, verbreitert sich das Meinungsspektrum zum Thema Migration, weshalb Indifferenz in dieser Sachfrage an Bedeutung verliert. Die Beobachtung, dass *issue*-spezifische Entfremdungs- und Indifferenzeffekte in der Bundesrepublik offensichtlich im Zeitverlauf variieren, bietet einen vielversprechenden Ausgangspunkt für weitere Forschung. So ließe sich die vorliegende Analyse anhand der GLES-Daten für die Wahljahre 2009 und 2013 replizieren, wodurch Trends in den Determinanten der Wahlenthaltung aufgedeckt werden könnten.

Im Gegensatz zur sozialpsychologischen Theorie und der rationalistischen Erklärung scheint der soziologische Ansatz der Wahlforschung keinerlei Beitrag zur Erklärung von

Wahlenthaltung bei der Bundestagswahl 2017 leisten zu können. Das ist – gemessen an der langen Tradition der Theorieschule – durchaus überraschend. Es wäre aber falsch, auf Basis der vorliegenden Ergebnisse die soziologische Erklärung von Grund auf in Frage zu stellen. Die Ursache für das Ausbleiben entsprechender Effekte liegt unter Umständen nicht in einem Konstruktionsfehler des Theoriegerüsts, sondern vielmehr in der veralteten Operationalisierung soziologischer Konzepte. Während Kirchen- und Gewerkschaftsbindung in der Vergangenheit für soziale Integration zweifelsohne eine zentrale Rolle spielten, haben sie diese herausragende Stellung im Zeitalter sozialer Medien und globaler Vernetzung größtenteils verloren. Anstatt die soziologische Theorie vorschnell abzuschreiben, muss es das Ziel weiterer Forschung sein, soziale Integration neu zu konzipieren und zeitgemäß zu operationalisieren. Eine solche Neujustierung des soziologischen Ansatzes eröffnet im Zusammenspiel mit sozialpsychologischer und rationalistischer Theorie die Chance, das Phänomen Wahlenthaltung in Zukunft noch besser zu verstehen.

Literaturverzeichnis

- Aarts, K. & Weßels, B. (2005). Electoral turnout. In J. Thomassen (Hrsg.), *The european voter. a comparative study of modern democracies* (S. 64–83). Oxford: Oxford University Press.
- Adams, J., Dow, J. & Merrill, S. (2006). The political consequences of alienation-based and indifference-based voter abstention: Applications to Presidential elections. *Political Behavior*, 28 (1), 65–86.
- Adams, J. & Merrill, S. (2003). Voter turnout and candidate strategies in American elections. *The Journal of Politics*, 65 (1), 161–189.
- Agresti, A. (2013). *Categorical data analysis* (3. Aufl.). Hoboken, NY: Wiley.
- Aldrich, J. H. (1993). Rational choice and turnout. *American Journal of Political Science*, 37 (1), 246–278.
- Barry, B. (1970). *Sociologists, economists, and democracy*. London: Collier-Macmillan.
- Behnke, J. (2000). Die Erklärung von Wahlenthaltung mit Hilfe von räumlichen Modellen. In J. van Deth, H. Rattinger & E. Roller (Hrsg.), *Die Republik auf dem Weg zur Normalität? Wahlverhalten und politische Einstellungen nach acht Jahren Einheit* (S. 281–296). Opladen: Leske+Budrich.
- Berelson, B., Lazarsfeld, P. F. & McPhee, W. (1954). *Voting. A study of opinion formation in a presidential campaign*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Bernstein, R., Chadha, A. & Montjoy, R. (2001). Overreporting voting: Why it happens and why it matters. *Public Opinion Quarterly*, 65 (1), 22–44.
- Bhatti, Y. & Hansen, K. M. (2012). The effect of generation and age on turnout to the European Parliament – how turnout will continue to decline in the future. *Electoral Studies*, 31 (2), 262–272.
- Blais, A. (2000). *To vote or not to vote: The merits and limits of rational choice theory*. University of Pittsburgh Press.
- Blais, A. & Dobrzynska, A. (1998). Turnout in electoral democracies. *European Journal of Political Research*, 33 (2), 239–261.
- Brody, R. A. & Page, B. I. (1973). Indifference, alientation and rational decisions. *Public Choice*, 15 (1), 1–17.
- Bundeswahlleiter. (2018). Repräsentative Wahlstatistik zur Bundestagswahl 2017: Statement des Bundeswahlleiters Dr. Georg Thiel. Berlin, Wiesbaden.
- Burden, B. C. (2009). The dynamic effects of education on voter turnout. *Electoral Studies*, 28 (4), 540–549.
- Cabarello, C. (2014). Nichtwahl. In J. W. Falter & H. Schoen (Hrsg.), *Handbuch Wahlforschung* (2. Aufl., S. 437–488). Wiesbaden: Springer VS.
- Campbell, A., Converse, P. E., Miller, W. E. & Stokes, D. E. (1960). *The American voter*. New York, NY: John Wiley & Sons.

- Campbell, A., Gurin, G. & Miller, W. E. (1953). Political issues and the vote: November, 1952. *American Political Science Review*, 47 (2), 359–385.
- Campbell, A., Gurin, G. & Miller, W. E. (1954). *The voter decides*. Evanston, IL: Row, Peterson and Company.
- Cassel, C. A. (2003). Overreporting and electoral participation research. *American Politics Research*, 31 (1), 81–92.
- Clausen, A. R. (1968). Response validity: Vote report. *The Public Opinion Quarterly*, 32 (4), 588–606.
- Cox, G. W. & Munger, M. C. (1989). Closeness, expenditures, and turnout in the 1982 U.S. house elections. *American Political Science Review*, 83 (1), 217–231.
- Downs, A. (1957). *An economic theory of democracy*. New York, NY: Harper & Brothers.
- Eilfort, M. (1994). *Die Nichtwähler*. Paderborn: Ferdinand Schöningh.
- Elff, M. & Rossteutscher, S. (2011). Stability or decline? Class, religion and the vote in Germany. *German Politics*, 20 (1), 107–127.
- Elster, J. (1989). *Nuts and bolts for the social sciences*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fahrmeir, L., Heumann, C., Künstler, R., Pigeot, I. & Tutz, G. (2016). *Statistik: Der Weg zur Datenanalyse* (8. Aufl.). Heidelberg: Springer Spektrum.
- Fahrmeir, L., Kneib, T. & Lang, S. (2009). *Regression: Modelle, Methoden und Anwendungen* (2. Aufl.). Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag.
- Falter, J. W. & Schumann, S. (1994). Der Nichtwähler – das unbekanntes Wesen. In H.-D. Klingemann & M. Kaase (Hrsg.), *Wahlen und Wähler: Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1990* (S. 161–213). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Fauvelle-Aymar, C. & François, A. (2006). The impact of closeness on turnout: An empirical relation based on a study of a two-round ballot. *Public Choice*, 127 (3), 461–483.
- Feddersen, T. J. (2004). Rational choice theory and the paradox of not voting. *The Journal of Economic Perspectives*, 18 (1), 99–112.
- Fiorina, M. (1990). Information and rationality in elections. In J. Ferejohn & J. Kuklinski (Hrsg.), *Information and democratic processes* (S. 329–42). Urbana, IL: University of Illinois Press.
- Fornos, C. A., Power, T. J. & Garand, J. C. (2004). Explaining voter turnout in Latin America, 1980 to 2000. *Comparative Political Studies*, 37 (8), 909–940.
- Franklin, M. (1999). Electoral engineering and cross-national turnout differences: What role for compulsory voting? *British Journal of Political Science*, 29 (1), 205–216.
- Gerber, A. S. & Green, D. P. (2000). The effects of canvassing, telephone calls, and

- direct mail on voter turnout: A field experiment. *The American Political Science Review*, 94 (3), 653–663.
- Gerber, A. S., Green, D. P. & Larimer, C. W. (2008). Social pressure and voter turnout: Evidence from a large-scale field experiment. *American Political Science Review*, 102 (1), 33–48.
- Gerber, A. S., Karlan, D. & Bergan, D. (2009). Does the media matter? A field experiment measuring the effect of newspapers on voting behavior and political opinions. *American Economic Journal: Applied Economics*, 1 (2), 35–52.
- Geys, B. (2006). Explaining voter turnout: A review of aggregate-level research. *Electoral Studies*, 25 (4), 637–663.
- Goodin, R. E. & Roberts, K. W. S. (1975). The ethical voter. *The American Political Science Review*, 69 (3), 926–928.
- Granberg, D. & Holmberg, S. (1991). Self-reported turnout and voter validation. *American Journal of Political Science*, 35 (2), 448–459.
- He, Q. (2016). Issue cross-pressures and time of voting decision. *Electoral Studies*, 44, 362–373.
- Hill, K. Q. & Hurley, P. A. (1984). Nonvoters in voters' clothing: The impact of voting behaviour misreporting on voting behaviour research. *Social Science Quarterly*, 65 (1), 199–206.
- Horan, P. M. (1971). Social positions and political cross-pressures: A re-examination. *American Sociological Review*, 36 (4), 650–660.
- Huckfeldt, R., Mendez, J. M. & Osborn, T. (2004). Disagreement, ambivalence, and engagement: The political consequences of heterogeneous networks. *Political Psychology*, 25 (1), 65–95.
- Jackman, R. W. (1987). Political institutions and voter turnout in the industrial democracies. *American Political Science Review*, 81 (2), 405–423.
- Katosh, J. P. & Traugott, M. W. (1981). The consequences of validated and self-reported voting measures. *Public Opinion Quarterly*, 45 (4), 519–535.
- Katz, J. N. & Katz, G. (2010). Correcting for survey misreports using auxiliary information with an application to estimating turnout. *American Journal of Political Science*, 54 (3), 815–835.
- Kellermann, C. (2008). *Trends and Constellations. Klassische Bestimmungsfaktoren des Wahlverhaltens bei den Bundestagswahlen 1990-2005*. Baden-Baden: Nomos.
- Key, V. (1952). *Politics, parties and pressure groups* (3. Aufl.). New York, NY: Thomas Y. Crowell.
- Kleinhenz, T. (1995). *Die Nichtwähler. Ursachen der sinkenden Wahlbeteiligung in Deutschland*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Larcinese, V. (2007). Does political knowledge increase turnout? Evidence from the 1997 British general election. *Public Choice*, 131 (3), 387–411.

- Lassen, D. D. (2005). The effect of information on voter turnout: Evidence from a natural experiment. *American Journal of Political Science*, 49 (1), 103–118.
- Lazarsfeld, P., Berelson, B. & Gaudet, H. (1948). *The people's choice. How the voter makes up his mind in a presidential campaign* (2. Aufl.). New York: Columbia University press.
- Lijphart, A. (1994). Democracies: Forms, performance, and constitutional engineering. *European Journal of Political Research*, 25 (1), 1–17.
- Lijphart, A. (1997). Unequal participation: Democracy's unresolved dilemma. *The American Political Science Review*, 91 (1), 1–14.
- Lipset, S. & Rokkan, S. (1967). Cleavage structures, party systems, and voter alignments. an introduction. In S. Lipset & S. Rokkan (Hrsg.), *Party systems and voter alignments: Cross-national perspectives* (S. 1–64). New York, London: Collier-Macmillan.
- Long, J. S. & Freese, J. (2006). *Regression models for categorical dependent variables using Stata* (2. Aufl.). College Station, TX: Stata Press.
- Long, J. S. & Freese, J. (2014). *Regression models for categorical dependent variables using Stata* (3. Aufl.). College Station, TX: Stata Press.
- Matusaka, J. G. (1993). Election closeness and voter turnout: Evidence from California ballot propositions. *Public Choice*, 76 (4), 313–334.
- McLeod, J. M., Scheufele, D. A., Moy, P., Horowitz, E. M., Holbert, R. L., Zhang, W., ... Zubric, J. (1999). Understanding deliberation: The effects of discussion networks on participation in a public forum. *Communication Research*, 26 (6), 743–774.
- Metje, M. (1991). Die Beteiligung von Frauen und Männern an Bundestagswahlen. Eine Untersuchung der Alters- und Generationseffekte. *Zeitschrift für Parlamentsfragen*, 22 (3), 358–376.
- Milbrath, L. & Goel, M. L. (1977). *Political participation: How and why do people get involved in politics?* (2. Aufl.). Chicago, IL: Rand McNally.
- Mutz, D. C. (2002). The consequences of cross-cutting networks for political participation. *American Journal of Political Science*, 46 (4), 838–855.
- Nir, L. (2005). Ambivalent social networks and their consequences for participation. *International Journal of Public Opinion Research*, 17 (4), 422–442.
- Nohlen, D. (2009). *Wahlrecht und Parteiensystem. Zur Theorie und Empirie der Wahlsysteme* (6., überarbeitete und aktualisierte Aufl.). Opladen und Farmington Hills, MI: Verlag Barbara Budrich.
- Perea, E. A. (2002). Individual characteristics, institutional incentives and electoral abstention in Western Europe. *European Journal of Political Research*, 41 (5), 643–673.
- Plane, D. L. & Gershtenson, J. (2004). Candidates' ideological locations, abstention,

- and turnout in U.S. midterm Senate elections. *Political Behavior*, 26 (1), 69–93.
- Plutzer, E. (2002). Becoming a habitual voter: Inertia, resources, and growth in young adulthood. *American Political Science Review*, 96 (1), 41–56.
- Powell, G. B. (1986). American voter turnout in comparative perspective. *American Political Science Review*, 80 (1), 17–43.
- Presser, S. & Traugott, M. (1992). Little white lies and social science models: Correlated pesonse errors in a panel study of voting. *Public Opinion Quarterly*, 56 (1), 77–86.
- Pérez-Liñán, A. (2001). Neoinstitutional accounts of voter turnout: Moving beyond industrial democracies. *Electoral Studies*, 20 (2), 281–297.
- Rattinger, H. & Krämer, J. (1995). Wahlnorm und Wahlbeteiligung in der Bundesrepublik Deutschland: Eine Kausalanalyse. *Politische Vierteljahresschrift*, 36 (2), 267–285.
- Renz, T. (1997). Nichtwähler zwischen Normalisierung und Krise: Zwischenbilanz zum Stand einer nimmer endenden Diskussion. *Zeitschrift für Parlamentsfragen*, 28 (4), 572–591.
- Riker, W. H. & Ordeshook, P. C. (1968). A theory of the calculus of voting. *The American Political Science Review*, 62 (1), 25–42.
- Rogers, T. & Aida, M. (2014). Vote self-prediction hardly predicts who will vote, and is (misleadingly) unbiased. *American Politics Research*, 42 (3), 503–528.
- Roth, D. (2008). *Empirische Wahlforschung: Ursprung, Theorien, Instrumente und Methoden* (2. Aufl.). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Scheuffele, D., Nisbet, M. C., Brossard, D. & Nisbet, E. C. (2004). Social structure and citizenship: Examining the impacts of social setting, network heterogeneity, and informational variables on political participation. *Political Communication*, 21 (3), 315–338.
- Schoen, H. & Falter, J. (2003). Nichtwähler bei der Bundestagswahl 2002. *Politische Studien*, 54, 34–43.
- Schoof, P. (1981). Wahlbeteiligung und Sozialstruktur in der Bundesrepublik: Eine Aggregatdatenanalyse für den Zeitraum von 1972 bis 1980. *Politische Vierteljahresschrift*, 22 (3), 287–304.
- Schäfer, A., Schwander, H. & Manow, P. (2016). Die sozial „auffälligen“ Nichtwähler: Determinanten der Wahlenthaltung bei der Bundestagswahl 2013. In H. Schoen & B. Weßels (Hrsg.), *Wahlen und Wähler: Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2013* (S. 21–44). Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Siaroff, A. & Merer, J. W. A. (2002). Parliamentary election turnout in Europe since 1990. *Political Studies*, 50 (5), 916–927.
- Sigelman, L. (1982). The nonvoting voter in voting research. *American Journal of Political Science*, 26 (1), 47–56.

- Simmel, G. (1890). *Über sociale Differenzierung : Sociologische und psychologische Untersuchungen*. Leipzig: Duncker & Humblot.
- Sondheimer, R. M. & Green, D. P. (2010). Using experiments to estimate the effects of education on voter turnout. *American Journal of Political Science*, 54 (1), 174–189.
- Steinbrecher, M. (2014). Are alienation and indifference the new features of elections? In B. Weßels, H. Rattinger, S. Roßteutscher & R. Schmitt-Beck (Hrsg.), *Voters on the move or on the run?* (S. 263–286). Oxford University Press.
- Thurner, P. W. & Eymann, A. (2000). Policy-specific alienation and indifference in the calculus of voting: A simultaneous model of party choice and abstention. *Public Choice*, 102 (1), 49–75.
- Traubgott, M. W. & Katosh, J. P. (1979). Response validity in surveys of voting behavior. *The Public Opinion Quarterly*, 43 (3), 359–377.
- van Deth, J. W. (2009). Politische Partizipation. In V. Kaina & A. Römmele (Hrsg.), *Politische Soziologie: Ein Studienbuch* (S. 141–161). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Verba, S. & Nie, N. H. (1972). *Participation in America: Political democracy and social equality*. New York, NY: Harper & Row.
- Verba, S., Nie, N. H. & Kim, J. (1978). *Participation and political equality: A seven-nation comparison*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Verba, S., Schlozman, K. L., Brady, H. & Nie, N. H. (1993). Race, ethnicity and political resources: Participation in the United States. *British Journal of Political Science*, 23 (4), 453–497.
- Wolfinger, R. E. & Rosenstone, S. J. (1980). *Who votes?* New Haven and London: Yale University Press.

Anhang

A Fragewortlaut der Vorwahlbefragung 2017

Schulabschluss

„Welchen höchsten allgemeinbildenden Schulabschluss haben Sie?“

Wahlenthaltung

„Wenn Wahlen stattfinden, geben viele Leute ihre Stimme ab, andere kommen nicht dazu, ihre Stimme abzugeben oder nehmen aus anderen Gründen nicht an der Wahl teil. Sagen Sie mir bitte anhand dieser Liste, wie wahrscheinlich es ist, dass Sie am 24. September zur Bundestagswahl gehen.“

- (1) bestimmt zur Wahl gehen
- (2) wahrscheinlich zur Wahl gehen
- (3) vielleicht zur Wahl gehen
- (4) wahrscheinlich nicht zur Wahl gehen
- (5) bestimmt nicht zur Wahl gehen
- (6) habe bereits per Briefwahl meine Stimme abgegeben
- (7) bin nicht wahlberechtigt

Haushaltsgröße

„Wie viele Personen leben ständig in Ihrem Haushalt, Sie selbst und alle Kinder mit eingeschlossen?“

Kirchenbindung

„Wie oft gehen Sie gewöhnlich zum Gottesdienst? Bitte sagen Sie es mir mit Hilfe folgender Liste.“

- (1) nie
- (2) einmal im Jahr
- (3) mehrmals im Jahr
- (4) einmal im Monat
- (5) zwei- bis dreimal im Monat
- (6) einmal die Woche
- (7) öfter

Gewerkschaftsmitgliedschaft

„Schauen Sie sich bitte einmal diese Liste an. Sind Sie persönlich in einer dieser Organisationen Mitglied? Gehen Sie bitte diese Liste durch und sagen Sie mir, wo Sie Mitglied sind. Sagen Sie mir jeweils dazu, ob Sie nur passives Mitglied sind, ob Sie sich an den Aktivitäten des Vereins bzw. der Organisation beteiligen und ob Sie ein Amt ausüben?“

- (A) Gewerkschaft
- (B) Unternehmer-/Arbeitgeberverband
- (C) Berufsvereinigung/-verband
- ⋮

Parteiidentifikation

„Und nun noch einmal kurz zu den politischen Parteien. In Deutschland neigen viele Leute längere Zeit einer bestimmten politischen Partei zu, obwohl sie auch ab und zu eine andere Partei wählen. Wie ist das bei Ihnen: Neigen Sie - ganz allgemein gesprochen - einer bestimmten Partei zu? Und wenn ja, welcher?“

Efficacy (A) und Wahlpflichtgefühl (D)

„Jetzt möchte ich gerne Ihre Meinung zu einigen allgemeinen Aussagen zur Politik wissen. Bitte geben Sie zu jeder der folgenden Aussagen an, inwieweit Sie diese zutreffend oder nicht zutreffend finden. Sagen Sie es mir anhand dieser Liste.“

- (A) Politische Fragen sind für mich oft schwer zu verstehen.
- (B) Die Parteien wollen nur die Stimmen der Wähler, ihre Ansichten interessieren sie nicht.
- (C) Die heutigen Probleme sind so kompliziert, dass die Politik sie nicht mehr lösen kann
- (D) In der Demokratie ist es die Pflicht jedes Bürgers, sich regelmäßig an Wahlen zu beteiligen.
- ⋮

Politische Involvierung

„Einmal ganz allgemein gesprochen: Wie stark interessieren Sie sich für Politik: sehr stark, stark, mittelmäßig, weniger stark oder überhaupt nicht?“

Politische Zufriedenheit

„Wie zufrieden oder unzufrieden sind Sie - alles in allem - mit der Demokratie, so wie sie in Deutschland besteht? Sind Sie sehr zufrieden, zufrieden, teils/teils, unzufrieden oder sehr unzufrieden?“

Kandidatenorientierung

„Bitte sagen Sie mir nun, was Sie von einigen führenden Politikern halten. Benutzen Sie dafür bitte wieder die Skala von - 5 bis + 5. Wenn Ihnen ein Politiker nicht ausreichend bekannt ist, brauchen Sie ihn natürlich nicht einzustufen. Was halten Sie von ... ?“

- (A) Angela Merkel
- (B) Martin Schulz
- (C) Sahra Wagenknecht
- (D) Cem Özdemir
- (E) Christian Lindner
- (F) Frauke Petry
- (G) Horst Seehofer

Wichtigstes Problem

„Und nun zur Situation in Deutschland. Sie werden jetzt nach den zwei wichtigsten politischen Problemen gefragt. Was ist Ihrer Meinung nach gegenwärtig das wichtigste politische Problem in Deutschland? Bitte nennen Sie zunächst nur das allerwichtigste Problem.“

Lösungskompetenz wichtigstes Problem

„Und welche Partei ist Ihrer Meinung nach am besten geeignet, das Problem [Erstgenanntes wichtigstes Problem einfügen, s.o.] zu lösen?“

Parteipositionen Steuer-Issue

„Manche wollen weniger Steuern und Abgaben, auch wenn das weniger sozialstaatliche Leistungen bedeutet, andere wollen mehr sozialstaatliche Leistungen, auch wenn das mehr Steuern und Abgaben bedeutet. Wie stehen Ihrer Meinung nach die Parteien dazu, wenn Sie eine Skala von 1 bis 11 verwenden?“

Eigene Position Steuer-Issue

„Und wie ist Ihre Position zum Thema Steuern und sozialstaatliche Leistungen? Bitte benutzen Sie diese Skala.“

- (1) weniger Steuern und Abgaben, auch wenn das weniger sozialstaatliche Leistungen bedeutet
- ⋮
- (11) mehr sozialstaatliche Leistungen, auch wenn das mehr Steuern und Abgaben bedeutet

Parteipositionen Migrations-Issue

„Jetzt geht es um Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer. Sollten die Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer erleichtert oder eingeschränkt werden? Wie stehen Ihrer Meinung nach die Parteien dazu, wenn Sie eine Skala von 1 bis 11 verwenden?“

Eigene Position Migrations-Issue

„Und wie ist Ihre Position zum Thema Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer? Bitte benutzen Sie diese Skala.“

- (1) Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer sollten erleichtert werden
- ⋮
- (11) Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer sollten eingeschränkt werden

Parteipositionen Umwelt-Issue

„Manche meinen, dass die Bekämpfung des Klimawandels auf jeden Fall Vorrang haben sollte, auch wenn das dem Wirtschaftswachstum schadet. Andere meinen, dass das Wirtschaftswachstum auf jeden Fall Vorrang haben sollte, auch wenn das die Bekämpfung des Klimawandels erschwert. Welche Politik vertritt Ihrer Meinung nach ... ?“

Eigene Position Umwelt-Issue

„Und wie ist Ihre Position zum Thema Bekämpfung des Klimawandels und Förderung des Wirtschaftswachstums? Bitte benutzen Sie diese Skala.“

- (1) Vorrang für Bekämpfung des Klimawandels, auch wenn es dem Wirtschaftswachstum schadet
- ⋮
- (11) Vorrang für Wirtschaftswachstum, auch wenn es die Bekämpfung des Klimawandels erschwert

Bedeutung der Wahl

„Und wie wichtig ist es Ihnen persönlich, wie die kommende Bundestagswahl ausgeht? Sehr wichtig, wichtig, mittelmäßig, nicht so wichtig oder überhaupt nicht wichtig?“

B Variablenlisten

Soziodemographisch (Grundmodell)

Variablenname	Beschreibung
Enthaltung	1 Wahlenenthaltung
	0 Wahlteilnahme
Alter	Alter in Jahren
Alter ²	Quadriertes Alter in Jahren
Geschlecht	1 Weiblich
	0 Männlich
Schulabschluss	1 Niedrig (höchstens Hauptschulabschluss)
	2 Mittel (Mittlere Reife)
	3 Hoch ((Fach-)Hochschulreife)

Soziologisch (Modell 1)

Variablenname	Beschreibung
Kirchenbindung	1 Schwach (höchstens 1 Kichgang pro Jahr)
	2 Mittel (einmal jährlich bis 2-3 mal monatlich)
	3 Stark (mindestens einmal wöchentlich)
Gewerkschaftsmitglied	1 Ja
	0 Nein
Alleinlebend	1 1-Personen-Haushalt
	0 Sonst

Sozialpsychologisch (Modell 2)

Variablenname	Beschreibung
Parteiidentifikation	1 PI vorhanden
	0 PI nicht vorhanden
Wahlpflichtgefühl	1 Wählen als Bürgerpflicht trifft überhaupt nicht zu
	⋮
	5 Trifft voll und ganz zu
Involvierung	1 Überhaupt kein Interesse für Politik
	⋮
	5 Sehr starkes Interesse für Politik
Demokratiezufriedenheit	1 Sehr unzufrieden mit deutscher Demokratie
	⋮
	5 Sehr zufrieden mit deutscher Demokratie
<i>Efficacy</i>	1 Verständnisschwierigkeiten politischer Fragen treffen voll und ganz zu
	⋮
	5 Treffen überhaupt nicht zu

Rationalistisch (Modell 3)

Variablenname	Beschreibung
Indifferenz <i>Steuern</i>	1 Tie zwischen nächster und zweitnächster Partei 0 Sonst
Indifferenz <i>Migration</i>	
Indifferenz <i>Umwelt</i>	
Entfremdung <i>Steuern</i>	$Issue$ -spezifische Distanz $ w_{im} - z_{ijm, min} $ zwischen Idealpunkt von Wähler i und nächster Partei
Entfremdung <i>Migration</i>	
Entfremdung <i>Umwelt</i>	
Bedeutung	1 Ausgang der Wahl überhaupt nicht wichtig
	⋮
	5 Ausgang der Wahl sehr wichtig